

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LE MARCHÉ DU TRAVAIL EST-IL LE FOYER DE L'ASYMÉTRIE  
DES EFFETS DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE ?

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
KARINE BOISJOLI

JUIN 2006

# UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

Service des bibliothèques

## Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement n°8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je remercie tout d'abord mon directeur de recherche Louis Phaneuf qui m'a guidée dans mon premier projet d'envergure. Je lui dois beaucoup et je lui suis particulièrement reconnaissante pour les conseils et la confiance qu'il m'a prodigués. J'aimerais aussi remercier Alain Guay pour sa disponibilité et ses conseils, ainsi que Simon Desrochers pour ses recommandations et son appui.

Enfin, je tiens à lancer un merci tout spécial à Patrick Lesage, mon amour, sans qui je n'aurais pas continué mes études au deuxième cycle.

## TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	ii
TABLE DES MATIÈRES	iii
LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES ABRÉVIATIONS	vi
RÉSUMÉ	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
LES EFFETS ASYMÉTRIQUES DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE NON ANTICIPÉE	3
1.1 Définition des effets asymétriques des chocs monétaires	3
1.2 Les agrégats susceptibles d'être affectés de façon asymétrique par les chocs monétaires	4
1.3 La rigidité des salaires vers le bas sur la base de données microéconomiques	5
1.4 L'estimation des chocs monétaires	6
1.4.1 Les sources des chocs monétaires	6
1.4.2 La mesure retenue des chocs monétaires	8
1.5 Revue de la littérature	11
1.5.1 Les fondements théoriques des effets asymétriques	12
1.5.2 L'identification des effets propres aux deux types de chocs monétaires	14
CHAPITRE II	
L'ÉVALUATION DES EFFETS DES CHOCs MONÉTAIRES POSITIFS ET NÉGATIFS PAR LE SENTIER DE RÉPONSE	16
2.1 La mise en place de l'analyse des effets des chocs monétaires	16
2.2 L'estimation du sentier de réponse	18
2.3 La signification du sentier de réponse	20
2.4 La création de l'intervalle de confiance	21
2.5 L'ajout de chocs touchant l'économie américaine	22

CHAPITRE III	
PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS	26
3.1 Présentation des effets des chocs monétaires sur la production réelle	26
3.2 Présentation des effets des chocs monétaires sur la consommation réelle	29
3.3 Présentation des effets des chocs monétaires sur l'investissement réel	32
3.3.1 L'investissement réel	32
3.3.2 L'investissement réel fixe	34
3.4 Présentation des effets des chocs monétaires sur les prix et les salaires	36
3.4.1 L'indice des prix à la production pour les biens finaux	38
3.4.2 L'indice des prix à la consommation	40
3.4.3 Les salaires nominaux	42
3.5 Le taux de chômage	43
3.6 Présentation des effets des chocs de prix réels pétroliers	46
3.6.1 La production et ses composantes	46
3.6.2 Les prix et les salaires	49
3.7 Analyse des résultats	52
3.7.1 La production et ses composantes	52
3.7.2 Les prix et les salaires	53
3.7.3 Le taux de chômage	53
CONCLUSION	55
APPENDICE A	
LISTE DES TABLES DES TESTS DE BREUSCH-GODFREY (LM)	58
APPENDICE B	
LISTE DES TABLES DES COEFFICIENTS DES RÉGRESSIONS	67
APPENDICE C	
LISTE DES SENTIERS DE RÉPONSE POUR LES RÉGRESSIONS CONTENANT LA SÉRIE DE CHOCS MONÉTAIRES ORIGINALE	80
BIBLIOGRAPHIE	85

## LISTE DES FIGURES

Figure	page
1.1 Mesure des chocs monétaires de Romer et Romer (2004) .....	11
2.1 Différence de log du prix réel du pétrole.....	24
3.1 Sentiers de réponse de la production réelle sans la mesure de chocs pétroliers.....	28
3.2 Sentiers de réponse de la production réelle lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse .....	29
3.3 Sentiers de réponse de la consommation réelle sans la mesure de chocs pétroliers .....	30
3.4 Sentiers de réponse de la consommation réelle lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse	31
3.5 Sentiers de réponse de l'investissement réel sans la mesure de chocs pétroliers .....	33
3.6 Sentiers de réponse de l'investissement réel lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse ....	34
3.7 Sentiers de réponse de l'investissement fixe réel sans la mesure de chocs pétroliers.....	35
3.8 Sentiers de réponse de l'investissement fixe réel lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse.....	36
3.9 Sentiers de réponse de l'IPP sans la mesure de chocs pétroliers.....	38
3.10 Sentiers de réponse de l'IPP lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse .....	39
3.11 Sentiers de réponse de l'IPC sans la mesure de chocs pétroliers .....	40
3.12 Sentiers de réponse de l'IPC lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse.....	41
3.13 Sentiers de réponse des salaires nominaux sans la mesure de chocs pétroliers .....	42
3.14 Sentiers de réponse des salaires nominaux lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse.....	43
3.15 Sentiers de réponse du taux de chômage sans la mesure de chocs pétroliers .....	44
3.16 Sentiers de réponse du taux de chômage lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse.....	45
3.17 Sentier de réponse de la production à un choc de prix pétrolier.....	47
3.18 Sentier de réponse de la consommation à un choc de prix pétrolier.....	47
3.19 Sentier de réponse de l'investissement à un choc de prix pétrolier .....	48
3.20 Sentier de réponse de l'investissement fixe à un choc de prix pétrolier.....	49
3.21 Sentier de réponse de l'IPP à un choc de prix pétrolier .....	50
3.22 Sentier de réponse de l'IPC à un choc de prix pétrolier .....	50
3.23 Sentier de réponse des salaires nominaux à un choc de prix pétrolier .....	51

## LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

Fed	Federal Reserve Bank
FOMC	Federal Open Market Committee
IPC	Indice des prix à la consommation
IPP	Indice des prix à la production
OCDE	Organisation de coopération et de développement économique

## RÉSUMÉ

Le présent mémoire s'attaque à l'étude de l'impact des chocs monétaires restrictifs et expansionnistes sur la production, la consommation, l'investissement, les prix, les salaires et le taux de chômage à l'aide d'une nouvelle mesure des chocs monétaires de l'économie américaine produite par Romer et Romer (2004).

La méthode utilisée pour trancher sur l'existence d'effets asymétriques de la politique monétaire non anticipée, qui se veut facile à analyser et compte apporter un argument visuel, est inspirée des sentiers de réponse développés par Romer et Romer (1994, 2004). Nous simulons un choc positif d'un point de pourcentage du taux d'intérêt de court terme afin d'en tracer l'effet sur chaque agrégat pour les quarante-huit mois suivant le choc. Nous répétons l'exercice pour un choc négatif, ce qui nous permet de faire une comparaison visuelle de deux sentiers de réponse.

Dans un premier temps, nous séparons la mesure des chocs monétaires en deux. D'un côté, nous conservons les valeurs des chocs monétaires positifs et nous attribuons la valeur zéro aux chocs négatifs. De l'autre, nous conservons les valeurs des chocs monétaires négatifs et nous attribuons la valeur zéro aux chocs positifs.

Dans un deuxième temps, nous effectuons sur chaque agrégat une régression des deux séries de chocs retardés sur plusieurs périodes et de l'agrégat retardé aussi sur plusieurs périodes. Nous utilisons les coefficients de chaque régression pour tracer deux sentiers de réponse, l'un pour l'effet d'un choc positif, l'autre pour l'effet d'un choc négatif.

La spécification de la régression apporte un problème : nous n'incluons pas d'autre type de choc pouvant affecter l'économie américaine. Un survol des études concernant les effets des chocs monétaires (Hoover et Perez, 1994; Romer et Romer, 1994) nous indique que les chocs de prix réel du pétrole peuvent affecter l'économie américaine. Nous introduisons les variations des prix réel pétroliers dans chaque régression en retardant cette série du même nombre de périodes que les deux séries de chocs monétaires.

Après un examen des sentiers de réponse obtenus, nous confirmons que la politique monétaire non anticipée a un effet asymétrique sur la production, l'investissement, les salaires nominaux et le taux de chômage. Nous ne retrouvons pas de preuve suffisante pour tirer les mêmes conclusions pour la consommation, l'investissement fixe et les prix. Ainsi, il semble que le marché du travail soit le foyer de l'asymétrie des effets de la politique monétaire.

Mots clés : Asymétrie; Chocs monétaires; États-Unis; Sentiers de réponse



## INTRODUCTION

La banque centrale d'un pays, par le levier monétaire, peut avoir une influence capitale sur les prix, les salaires et la production globale du pays. Par exemple, lorsque la banque centrale des États-Unis augmente la masse monétaire ou abaisse les taux d'intérêt de façon non anticipée, les agents économiques s'attendent à ce que cette intervention ait un effet réel sur l'économie, mais aussi à ce que les prix et les salaires augmentent. Lorsque la *Federal Reserve Bank* décide de diminuer la masse monétaire ou d'augmenter les taux d'intérêt, nous pourrions prévoir l'effet contraire. Toutefois, est-il vrai empiriquement que la politique monétaire a des effets symétriques sur les prix, les salaires et l'activité économique comme le prescrit la plupart des modèles macroéconomiques existants ?

Certains travaux semblent suggérer que non (de Long et Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993; Rhee et Rich, 1995; Macklem, Paquet et Phaneuf, 1996; Weise, 1999; Senda, 2001). Il s'avère donc capital de vérifier empiriquement l'effet des chocs monétaires en observant s'il existe des différences entre les effets contractionnistes et expansionnistes de la politique monétaire.

À la lumière d'une nouvelle mesure des chocs monétaires basée sur l'information disponible au moment de la prise de décision par la *Federal Reserve Bank*, nous allons évaluer si la présence d'asymétrie dans les effets des chocs monétaires peut toujours être décelée dans la production réelle. Contrairement aux études antérieures qui reposaient sur des mesures de chocs monétaires moins adéquates et qui limitaient l'étude à l'ajustement de la production, nous étudions

l'impact de la mesure de Romer et Romer (2004) sur un plus large éventail d'agrégats, soit la consommation, l'investissement, les prix, les salaires et le taux de chômage.

La méthode utilisée nous permettant de vérifier empiriquement l'intuition économique derrière les effets des chocs monétaires est inspirée de la méthode utilisée par Romer et Romer (1994, 2004). Il s'agit du sentier de réponse qui affiche l'effet en pourcentage d'un choc monétaire d'un point de pourcentage sur un agrégat économique, durant les quarante-huit mois suivant le choc. La comparaison du sentier de réponse du choc d'offre de monnaie positif avec celui du choc d'offre de monnaie négatif est rendue possible par le tracé d'un intervalle de confiance qui nous permettra de statuer sur la significativité de chaque sentier. Ainsi, le diagnostic de l'asymétrie se basera sur la comparaison du nombre de mois durant lesquels chaque sentier est significatif et sur les maximums et minimums atteints par chaque sentier.

Le chapitre I débute par une définition des effets asymétriques des chocs monétaires, présente la nouvelle mesure de chocs monétaires utilisée et termine sur une revue de la littérature. Le chapitre II expose la méthode utilisée pour trancher sur le caractère des effets des chocs : le sentier de réponse. Le chapitre III présente les sentiers de réponse obtenus pour chaque agrégat économique retenu, soit la production réelle, la consommation réelle, l'investissement réel, l'investissement fixe réel, les prix, les salaires nominaux et le taux de chômage.

## CHAPITRE I

### LES EFFETS ASYMÉTRIQUES DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE NON ANTICIPÉE

Dans les modèles néo-classiques, la politique monétaire anticipée n'a pas d'effet réel sur l'économie, puisque les prix et les salaires s'ajustent continuellement afin de préserver l'équilibre des marchés. Toutefois, dans les modèles néo-keynésiens, l'économie est influencée par des rigidités nominales. Ces dernières permettent aux théoriciens de justifier les effets réels que peuvent induire sur l'économie des changements de la politique monétaire. Cependant, ces modèles ne considèrent pas la possibilité d'inflexibilité complète des prix et des salaires à la baisse. Ces inflexibilités pourraient engendrer des effets différents sur l'économie selon le sens du changement de la politique monétaire.

#### **1.1 Définition des effets asymétriques des chocs monétaires**

Cover (1992) a avancé une définition claire de l'asymétrie des chocs monétaires : seul un choc monétaire négatif affecte la production. Pour sa part, Senda (2001) propose une intéressante définition de l'asymétrie des chocs d'offre de monnaie : il existe des effets asymétriques des chocs d'offre de monnaie lorsque les hausses<sup>1</sup> non anticipées du taux d'intérêt nominal de court terme ralentissent plus

---

<sup>1</sup> Une hausse non anticipée du taux d'intérêt nominal de court terme est défini comme un choc positif, alors qu'une baisse non anticipée du taux d'intérêt est défini comme un choc négatif. Cette définition provient de la mesure de chocs monétaires de Romer et Romer (2004) où une hausse est représentée par une valeur positive et une baisse, par une valeur négative. Ainsi, lorsque nous parlerons d'un choc restrictif, nous ferons référence à un choc positif, et lorsque nous parlerons d'un choc expansionniste, nous ferons référence à un choc négatif.

l'économie que leurs baisses ne l'accélèrent. Morgan (1993) utilise une définition semblable. Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) restent dans le même ordre d'idées en définissant l'asymétrie comme l'inégalité entre l'effet d'un choc monétaire restrictif et le contraire de l'effet d'un choc expansionniste sur la production réelle.

En continuité avec la définition de Senda et de Morgan, nous pouvons élaborer la définition que nous avons à l'esprit dans ce mémoire. Nous dirons qu'il existe de l'asymétrie dans les effets de la politique monétaire non anticipée lorsque la production réelle sera plus sensible à un changement positif non anticipé du taux d'intérêt nominal de court terme qu'à un changement négatif, les deux effets ayant des signes contraires. Cette définition générale utilise la production comme variable principale de référence pour l'étude de l'asymétrie des chocs monétaires, mais elle ne se limite pas exclusivement à la production. De plus, elle privilégie le choix d'une mesure de chocs monétaires basée sur le taux d'intérêt nominal de court terme (*federal funds rate*).

## **1.2 Les agrégats susceptibles d'être affectés de façon asymétrique par les chocs monétaires**

Dans la littérature, l'agrégat qui intéresse les chercheurs pour le dépistage de l'asymétrie est la production réelle (de Long et Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993; Rhee et Rich, 1995; Macklem, Paquet et Phaneuf, 1996; Weise, 1999; Senda, 2001). Pour leur part, Senda examine aussi l'inflation tendancielle, et Ball et Mankiw (1992) ainsi que Rhee et Rich (1995) s'intéressent précisément au mécanisme d'ajustement des prix. Néanmoins, la politique monétaire non anticipée entraîne des changements sur l'ensemble de l'économie, et non pas seulement sur la production et les prix. En effet, dans la comptabilité nationale, la consommation et l'investissement sont deux éléments composant la production nationale. Ces deux agrégats semblent varier dans la même direction que la production, mais avec une amplitude différente. De plus, la politique monétaire influence, avec un certain retard,

les prix et les salaires. Ces derniers, à leur tour, entraînent des répercussions sur le marché du travail et peuvent influencer le taux de chômage. Ainsi, notre étude emploie plusieurs agrégats économiques afin d'analyser la présence d'asymétrie, soit la production, la consommation, l'investissement, les prix, les salaires nominaux et le taux de chômage.

Par extension, nous appliquons la même définition des effets asymétriques à tous les agrégats. En effet, les composantes de la production, les prix et les salaires nominaux réagissent, parfois avec un certain délai, dans le même sens que la production, alors que le taux de chômage réagit de façon inverse, un taux de chômage élevé accompagnant généralement une diminution du taux de croissance de la production.

### **1.3 La rigidité des salaires vers le bas sur la base de données microéconomiques**

Khan (1997) a confirmé l'existence du concept de rigidité des prix vers le bas à l'aide d'une analyse de données microéconomiques américaines. L'auteur, qui utilise des données du Panel Study of Income Dynamics, a étudié les variations de revenu des employés sur une période allant de 1970 à 1988.

Les données sur les employés recevant un salaire annuel ne recèlent pas de conclusions intéressantes. Toutefois, les données sur les employés recevant un salaire horaire témoignent de l'existence d'une rigidité salariale vers le bas. En effet, l'asymétrie de la distribution des variations de salaires horaires, qui affiche un sommet à zéro pour cent (0 %) et une faible proportion de données du côté des pourcentages négatifs, représente une preuve concrète de l'existence de la rigidité salariale vers le bas. De plus, en se basant sur une distribution centrée à zéro, qui reflèterait l'hypothèse de l'absence d'asymétrie dans les variations de salaires, l'auteur a calculé que 9,4 % des employés auraient dû recevoir une coupure de salaire alors qu'ils ont reçu une augmentation ou n'ont pas vu leur salaire changer.

Si les preuves microéconomiques fournies par Khan se répercutaient sur les variables agrégées de l'économie, alors un choc monétaire positif ferait augmenter les salaires nominaux plus qu'un choc négatif ne les ferait diminuer. Conséquemment, les salaires nominaux réagiraient davantage à un choc monétaire positif qu'à un choc négatif. Puisque les différents marchés sont interreliés, cette rigidité salariale vers le bas aurait des répercussions sur l'ensemble des agrégats économiques comme la production, la consommation, l'investissement, les prix et le taux de chômage.

#### **1.4 L'estimation des chocs monétaires**

La mesure des chocs monétaires utilisée dans le cadre de cette analyse doit être dépourvue de tout mouvement anticipé, car nous désirons connaître les effets non anticipés de la politique monétaire. En effet, les agents économiques réagissent de façon rationnelle aux changements anticipés tandis que les changements non anticipés peuvent avoir des effets réels intéressants sur l'économie. La réalisation de l'économie diffère des anticipations des agents en présence de chocs; n'ayant pas la possibilité de changer leurs actions pour la période présente, les agents ne peuvent remédier à la situation qu'à la période suivante.

##### **1.4.1 Les sources des chocs monétaires**

Lorsque nous parlons de chocs dans la politique monétaire, nous ne voulons pas dire qu'il s'agit d'écarts aléatoires des actions de la *Federal Reserve Bank* par rapport à ses actions habituelles. Il s'agit plutôt d'influences qui ne sont pas captées par ce que les économistes appellent la règle de décision de la politique monétaire, en réaction aux changements dans l'état de l'économie. Selon Romer et Romer (2004), il y aurait plusieurs sources de chocs dans la politique monétaire.

Une première source de chocs dans la politique monétaire proviendrait de l'évolution des procédures dans la prise de décision du *Federal Open Market*

*Committee* (FOMC). L'instrument choisi par les décideurs pour la réalisation de la politique monétaire a changé depuis les années soixante. L'instrument utilisé par le FOMC, que ce soit les différentes mesures de la masse monétaire ou bien le taux d'intérêt nominal de court terme, a un effet sur la réalisation de la politique monétaire, puisque chaque instrument reçoit des influences externes.

Une deuxième source de chocs émanerait des croyances et des connaissances des décideurs sur les grands mécanismes régissant l'économie. En effet, l'inflation optimale et le PIB potentiel sont deux concepts qui ont évolué avec l'expérience acquise par les banques centrales de différents pays et aussi avec la recherche scientifique.

Une troisième source de chocs proviendrait des goûts et des objectifs des membres de la FOMC concernant la prise de décision. Ainsi, si les décideurs développaient une aversion pour l'inflation, ceci entraînerait une hausse non anticipée du taux d'intérêt nominal de court terme, comme ce fut le cas pour le début de la période Volcker.

Une quatrième source de chocs proviendrait des mécanismes du jeu politique. Ainsi, un gouverneur cherchant à être renommé pour un autre mandat à la tête de la *Federal Reserve Bank* pourrait faire en sorte que le gouvernement paraisse bien en prolongeant de façon singulière une période d'expansion économique. Cette situation entraînerait une baisse non anticipée du taux d'intérêt nominal de court terme dans le but de stimuler l'économie.

Une cinquième source de chocs découlerait de l'ensemble des objectifs que la banque centrale cible. Ainsi, les variations du taux de change semblent intéresser les décideurs à différents degrés à travers le temps. Certains chocs s'opérant sur le taux de change peuvent avoir des répercussions sur l'inflation et la production futures.

Cette incertitude peut inciter les décideurs à répondre aux autres chocs afin d'en amoindrir l'effet sur l'économie.

#### 1.4.2 La mesure retenue des chocs monétaires

Récemment, Romer et Romer (2004) ont publié une nouvelle mesure des chocs monétaires s'appuyant sur la différence entre les données connues par le FOMC au moment de chaque rencontre du comité et la décision prise par le comité. La période couverte par l'étude de Romer et Romer est de 1969 à 1996. Puisque la *Federal Reserve Bank* investit une large part de ses ressources dans la prévision des variations de prix, de taux de chômage et de production nationale, les chercheurs ont utilisé les prévisions contenues dans le «Greenbook», qui est écrit par des économistes de la banque centrale avant chaque rencontre du FOMC, comme source d'information disponible au moment de la décision. Les auteurs ont ensuite dérivé les décisions prises par le FOMC lors de chaque rencontre. L'estimation des chocs monétaires se retrouve dans les résidus de la régression du changement du taux d'intérêt nominal s'appuyant sur l'information disponible au moment de la décision. Cette régression représente donc le changement dans le taux d'intérêt en réponse à l'information disponible sur les développements économiques futurs. Les résidus, quant à eux, représentent l'information que le comité reçoit d'une autre source.

L'équation estimée par Romer et Romer prend la forme suivante :

$$\Delta ff_m = \alpha + \beta ffb_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta y_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \lambda (\Delta y_{mi} - \Delta y_{m-1,i}) + \sum_{i=-1}^2 \varphi_i \pi_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\pi_{mi} - \pi_{m-1,i}) + \rho u_{m0} + \varepsilon_m$$

où  $\Delta ff_m$  est le changement dans le *federal funds rate* pour la rencontre  $m$  du FOMC,  $ffb_m$  est le niveau du *federal funds rate* avant le changement associé à la rencontre  $m$  du comité,  $\Delta y$  est la prévision pour le taux réel de croissance de la production,  $\pi$  est



la prévision pour le taux d'inflation,  $u$  est la prévision pour le taux de chômage de l'économie américaine et  $\varepsilon_m$  représente la série de chocs monétaires. Notons que les prévisions sont trimestrielles, alors que les rencontres  $m$  sont classées selon le mois où elles ont lieu; la mesure ainsi créée est mensuelle.

La variable dépendante de cette régression, le changement dans le *federal funds rate*, qui est le changement dans le taux d'intérêt nominal de court terme des États-Unis, a été choisie parce qu'elle constitue une indication fiable de la réalisation de la politique monétaire. En effet, les auteurs relatent que, même durant les périodes où les rencontres du FOMC ne débouchaient pas sur une cible claire de taux d'intérêt, la discussion qui avait cours sur les intentions prochaines du comité donnaient une bonne indication du changement désiré du taux d'intérêt.

Les variables explicatives de la régression permettent de retirer des résidus les effets prévisionnels pour la croissance de la production, le taux d'inflation et le taux de chômage. La mesure de chocs monétaires résultant de cette régression est influencée par les données qui étaient disponibles au moment de la prise de décision puisque les prévisions des variables ont été utilisées dans la régression, et non les données réalisées, qui, elles, n'étaient pas connues au moment de la décision. Cet élément constitue une distinction importante par rapport aux mesures de chocs monétaires utilisées dans les études précédentes sur l'asymétrie, qui utilisaient les données réalisées (de Long et Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993; Rhee et Rich, 1995; Macklem, Paquet et Phaneuf, 1996; Senda, 2001).

Certaines études portant sur l'estimation des chocs monétaires s'étaient appuyées sur le changement de la masse monétaire (de Long et Summers, 1988; Cover, 1992; Rhee et Rich, 1995; Senda, 2001), alors que la masse monétaire tend à s'accroître lorsque l'économie roule bien, en conséquence de l'augmentation du multiplicateur monétaire. Cette variable contient donc un biais d'endogénéité. De

plus, la définition de l'objectif quantitatif de la masse monétaire retenu par la banque centrale n'est pas constante à travers le temps, la masse monétaire ayant plusieurs définitions (M1, M2, M2+, etc.), ce qui rend difficile la construction d'une série s'étendant de 1969 à 1996. Le choix du taux d'intérêt nominal de court terme comme variable dépendante est donc approprié.

La nouvelle mesure de chocs monétaires estime les chocs qui surviennent à chaque rencontre du FOMC, nous dotant ainsi de données mensuelles, alors que la plupart des mesures élaborées précédemment se basaient sur des données trimestrielles (de Long et Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993; Rhee et Rich, 1995; Macklem, Paquet et Phaneuf, 1996) et annuelles (Senda, 2001). Il est entendu que les résidus de la régression représentent la partie non expliquée par la règle de décision de la politique monétaire. Ainsi, la valeur et le signe de chaque résidu nous indiquent l'envergure et la direction de chaque choc monétaire.

La figure 1.1 présente la mesure obtenue par Romer et Romer. Nous y décelons trois périodes distinctes. La première période, qui s'étend de 1969 à 1979, affiche des chocs de variabilité moyenne. Vient ensuite la deuxième période s'étendant de 1979 à 1983, où les chocs deviennent soudainement très volatiles. Ces dates concordent avec l'avènement de Volcker à la tête de la *Fed*. Toutefois, l'important choc négatif d'avril 1980 constitue une valeur extrême ne pouvant pas être expliquée par la conjoncture. Il s'agit peut-être d'une erreur de mesure. La troisième période s'étend de 1983 à 1996. Nous constatons que la variabilité de la série est grandement réduite, laissant croire que la politique monétaire américaine a subi un changement majeur d'objectif durant l'ère Volcker.

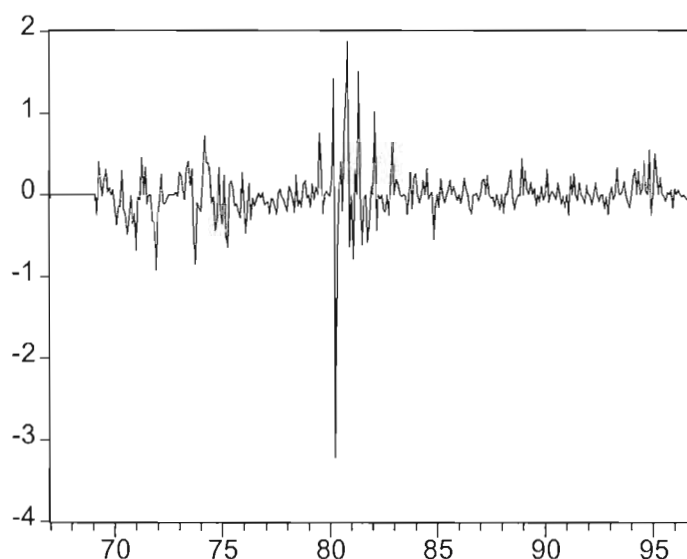


Figure 1.1 : Mesure des chocs monétaires de Romer et Romer (2004)

La présente étude se démarque des travaux précédents sur les effets macroéconomiques des chocs monétaires parce qu'elle emploie la mesure des chocs monétaires de Romer et Romer (2004) pour l'économie américaine. Nous désirons connaître les effets de la politique monétaire non anticipée sur les différents agrégats économiques choisis. Nous élaborons différentes régressions où les chocs monétaires positifs et les chocs monétaires négatifs sont deux variables différentes. Ainsi, pour les dates où nous observons un choc monétaire positif, ce choc apparaît dans la série des chocs monétaires positifs, et nous inscrivons un zéro à cette date dans la série de chocs négatifs, et vice versa.

### 1.5 Revue de la littérature

Plusieurs auteurs se sont interrogés sur la présence d'asymétrie dans la réalisation de la politique monétaire. De Long et Summers (1988), Cover (1992), Morgan (1993), Garcia et Schaller (1995) et Rhee et Rich (1995) ont effectué des

études sur les effets asymétriques des chocs monétaires avec des données américaines. Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) ont réalisé une étude semblable avec des données canadiennes, et Senda (2001), avec des données de dix-neuf pays de l'OCDE, dont les États-Unis et le Canada. Les conclusions de ces études sont claires : l'effet sur la production n'est pas le même après un choc expansionniste qu'après un choc restrictif, un choc restrictif ralentit plus l'économie qu'un choc expansionniste ne l'accélère. Senda a fait le même exercice avec l'inflation tendancielle et arrive à la même conclusion.

### **1.5.1 Les fondements théoriques des effets asymétriques**

Plusieurs auteurs se sont intéressés à l'intuition économique présente derrière les effets asymétriques des chocs monétaires.

Cover (1992) avance une argumentation découlant de l'offre et de la demande agrégées. Le premier argument concerne la forme de la courbe d'offre de court terme sur le marché des biens et services. Cette courbe serait à pente positive jusqu'au niveau anticipé des prix, mais elle deviendrait verticale après ce point. Ainsi, seul un choc monétaire négatif affecterait la production. La forme particulière de la courbe d'offre est dérivée sous l'hypothèse que les salaires sont rigides vers le bas, mais flexibles vers le haut, une hypothèse que nous soutenons aussi. Le deuxième argument énoncé par Cover découle de la définition de l'équilibre sur le marché des biens et services. L'auteur fait l'hypothèse qu'il existe des rigidités nominales. Si le prix du marché est inférieur au point où l'offre intersecte la demande, alors la quantité produite est égale à la demande agrégée. De façon similaire, si le prix est supérieur au point où l'offre coupe la demande, alors la quantité produite est égale à l'offre agrégée. Ainsi, selon Cover, seul un choc monétaire négatif affecte la production.

Pour sa part, Morgan (1993) avance une argumentation différente en liant la théorie des cycles réels au principe microéconomique du problème des ménages et de

la firme. Ainsi, l'asymétrie proviendrait de la diminution de la confiance des consommateurs lors des récessions, qui atténue l'efficacité d'une politique monétaire expansionniste. Ainsi, les anticipations des agents économiques changent selon la position de l'économie dans le cycle réel. En effet, si les firmes n'entrevoient pas de possibilité d'investissement rentable, la diminution du loyer de l'argent ne stimulera pas l'emprunt et l'investissement. De façon similaire, si les perspectives d'emploi sont mauvaises, une diminution des taux d'intérêt ne stimulera pas la consommation des ménages. Deux autres sources d'asymétrie s'ajoutent à la première : la sensibilité plus grande de la contrainte budgétaire des ménages à une politique restrictive qu'à une politique expansionniste, et la rigidité des prix vers le bas.

Senda (2001) explique les effets asymétriques des chocs monétaires par la rigidité des prix vers le bas. Cet auteur avance que l'inflation tendancielle constitue l'argument nécessaire à l'explication de l'asymétrie des chocs monétaires. Après un survol des données sur les pays de l'OCDE, l'auteur constate que le degré d'asymétrie à l'intérieur d'un pays croît avec l'inflation tendancielle, mais se met à diminuer lorsque l'inflation atteint une certaine borne. Ainsi, lorsque l'inflation est élevée, la rigidité des prix vers le bas engendre moins d'asymétrie que lorsque l'inflation est basse. De plus, l'auteur ajoute que le degré d'asymétrie d'un pays est directement lié à la taille de l'écart-type du taux de croissance de sa production.

Bien que certains chercheurs, comme de Long et Summers (1988), Cover (1992), Morgan (1993), Rhee et Rich (1995), Macklem, Paquet, Phaneuf (1996) et Senda (2001), acceptent la présence d'asymétrie au sein de la politique monétaire, d'autres la remettent en question. Par exemple, Weise (1999) affirme que les chocs positifs et négatifs dans l'offre de monnaie auraient des effets similaires aux États-Unis, si on contrôle pour le changement de régime survenu en 1979. Weise propose par la même occasion une tout autre définition des effets asymétriques. Il utilise la position de l'économie dans le cycle conjoncturel comme variable causant

l'asymétrie. Ainsi, la politique monétaire n'aurait pas le même effet sur l'économie si nous nous trouvons dans une phase d'expansion que si nous nous trouvons dans une phase de récession. Cette hypothèse est appuyée par Garcia et Schaller (1995), qui en ont fait un modèle théorique. Leur modèle inclut des effets différents d'un changement dans le taux d'intérêt sur la production, selon la phase dans laquelle se trouve l'économie : en expansion ou en récession. Ainsi, un changement dans le taux d'intérêt a un effet plus prononcé si on se trouve dans une phase de récession que si on se trouve dans une phase d'expansion.

### **1.5.2 L'identification des effets propres aux deux types de chocs monétaires**

De Long et Summers (1988), Cover (1992), Morgan (1993), Rhee et Rich (1995) et Senda (2001) ne se préoccupent pas des changements anticipés de la politique monétaire, mais se concentrent plutôt sur les effets des chocs monétaires sur l'économie. Macklem, Paquet et Phaneuf (1996), pour leur part, s'intéressent aux changements anticipés et non anticipés de la politique monétaire, qu'ils séparent dans leur analyse. Dans cinq de ces six études, les auteurs ont créé deux séries de données différentes pour les chocs monétaires : une série contenant les chocs positifs et une autre contenant les chocs négatifs. Ces deux séries permettent d'identifier et de séparer l'effet causé par chaque type de choc. Pour leur part, de Long et Summers ont utilisé une série contenant les deux types de chocs et une série contenant seulement les chocs positifs. De Long et Summers, Cover, Morgan ainsi que Macklem, Paquet et Phaneuf ont regardé l'effet des chocs monétaires sur la production alors que Rhee et Rich, ainsi que Senda ont aussi regardé leur effet sur l'inflation tendancielle.

Chaque étude diffère dans la spécification de la régression qui permet d'identifier les deux types de choc monétaire. De Long et Summers utilisent les chocs monétaires contemporains, le changement anticipé à la période précédente de la masse monétaire et la production retardée sur deux périodes. Cover insère dans la

régression les variables suivantes : les chocs monétaires contemporains, le taux d'intérêt nominal de court terme (*federal funds rate*) contemporain et retardé d'une période et la production réelle retardée. Morgan, quant à lui, utilise sa propre mesure des chocs monétaires contemporains et retardés jusqu'à huit périodes et la production retardée d'une à huit périodes. Rhee et Rich utilisent la production retardée sur une période, la variation contemporaine et retardée sur une période du *treasury-bill rate* et les chocs monétaires contemporains. Macklem, Paquet et Phaneuf ont choisi la production retardée d'une à quatre périodes, la part non anticipée et la part anticipée de la politique monétaire contemporaine et retardée jusqu'à quatre périodes. Senda utilise les chocs contemporains et retardés d'une période, ainsi que la production retardée d'une et de deux périodes. Dans son équation sur les prix, il utilise le même processus, soit les prix retardés d'une et de deux périodes, ainsi que les chocs contemporains et retardés. Notons que l'ensemble des auteurs a utilisé des données trimestrielles; seul Senda a aussi utilisé des données annuelles.

## CHAPITRE II

### L'ÉVALUATION DES EFFETS DES CHOC MONÉTAIRES POSITIFS ET NÉGATIFS PAR LE SENTIER DE RÉPONSE

Nous avons choisi plusieurs agrégats économiques, soit la production, la consommation, l'investissement, les prix, les salaires nominaux et le taux de chômage, afin de mesurer les effets macroéconomiques des chocs monétaires. Nous effectuons une régression sur la différence du logarithme de chacun de ces agrégats, pour ensuite estimer les sentiers de réponse de chaque agrégat à la suite d'un choc positif et d'un choc négatif, le premier étant contractionniste et le second, expansionniste, lorsqu'une variation d'un point de pourcentage survient sur le taux d'intérêt de court terme. Le tracé de l'intervalle de confiance permet la comparaison des effets des deux chocs jusqu'à quarante-huit mois après l'événement. Nous étudions la période allant de janvier 1967 à décembre 1996.

#### 2.1 La mise en place de l'analyse des effets des chocs monétaires

Les auteurs de la mesure de chocs monétaires retenue, Romer et Romer (2004), ont utilisé leur mesure des chocs monétaires dans une fonction de réaction à un choc afin d'estimer le sentier de réponse de la production suivant un choc monétaire à partir de l'équation suivante :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{11} \alpha_k D_{kt} + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{36} c_j S_{t-j} + \varepsilon_t$$



Cette régression de la croissance de la production non désaisonnalisée au temps  $t$  ( $\Delta y_t$ ) repose sur une constante, une variable dichotomique ( $D_{kt}$ ) pour chaque mois de l'année sauf un, la croissance de la production retardée sur vingt-quatre périodes ( $\Delta y_{t-i}$ ) et la série de chocs monétaires ( $S_{t-j}$ ) retardée sur trente-six périodes. Une variable dichotomique est incluse pour chaque mois de l'année moins un afin d'extraire les fluctuations dues aux saisons dans la croissance de la production. Il est à noter que la croissance de la production est calculée en différence du log de la production mensuelle<sup>1</sup>. Dans cette régression, les auteurs ne distinguent pas les chocs contractionnistes des chocs expansionnistes, ce qui revient à exposer que les deux types de chocs ont des effets symétriques.

Nous nous inspirons de la fonction de réaction à un choc de Romer et Romer afin de dériver deux sentiers de réponse : un pour la série de chocs positifs et un pour la série de chocs négatifs<sup>2</sup>. La séparation de la série de chocs monétaires en deux nous permettra d'évaluer s'il existe une différence entre la réponse de chaque agrégat après une augmentation ou une diminution des taux d'intérêt. L'équation utilisée pour cette régression sur la production est la suivante :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{11} \alpha_k D_{kt} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^h c_j F_{t-j} + \sum_{m=1}^h d_m G_{t-m} + \varepsilon_t$$

La série de chocs positifs ( $F_{t-j}$ ) et la série de chocs négatifs ( $G_{t-m}$ ) sont toutes deux retardées pour un même nombre,  $h$ , de périodes. Toutefois, ce nombre demeure encore à déterminer. Le taux de croissance de l'agrégat, ici la production, est retardé

<sup>1</sup> Les données utilisées par Romer et Romer (2004) pour la production industrielle réelle proviennent du «Board of Governors», série B50001 non désaisonnalisée.

<sup>2</sup> Pour la série de chocs positifs ( $F_t$ ), nous utilisons les valeurs positives des chocs monétaires et nous attribuons la valeur zéro aux valeurs négatives. Pour la série de chocs négatifs ( $G_t$ ), nous utilisons la même démarche en ne conservant que les valeurs négatives des chocs monétaires. Bien entendu, les chocs nuls sont présents dans les deux séries sous la valeur zéro. Cette démarche s'inspire de celle de Senda (2001) qui prenait le maximum entre la valeur du choc et zéro pour créer la série positive et le minimum entre la valeur du choc et zéro pour la série négative.

sur  $n$  périodes. Bien que Romer et Romer aient choisi un ratio de  $n$  sur  $h$  égal à  $2/3$ , nous devons déterminer si nous conservons cette avenue ou si nous adoptons une approche plus simple en choisissant  $n$  égal à  $h$ .

La période étudiée débute au premier mois de 1967 et se termine au dernier mois de 1996. Nous possédons une mesure des chocs monétaires qui débute au troisième mois de 1969. L'équation tirée du texte de Romer et Romer considèrerait trente-six retards pour la série de chocs monétaires dans l'équation sur la production et quarante-huit retards pour cette même série dans l'équation sur les prix. Ce nombre élevé de retards est nécessaire pour l'estimation adéquate de la fonction de réaction et des sentiers de réponse qui lui sont rattachés. Il est à noter que les auteurs ont choisi un nombre de retards plus élevé pour les prix que pour la production. De plus, notons que Romer et Romer utilisent vingt-quatre retards pour l'agrégat étudié dans chacune des deux régressions sur la production et les prix.

## 2.2 L'estimation du sentier de réponse

L'équation ainsi réalisée peut être résumée par deux sentiers de réponse : un sentier de réponse du taux de croissance de l'agrégat après un choc positif et un autre après un choc négatif. Chaque sentier de réponse, qui s'étale sur les quarante-huit périodes suivant le choc monétaire positif ( $F_0$ ) ou négatif ( $G_0$ ), a été calculé de manière à tenir compte de l'effet cumulatif de la politique monétaire. Ainsi, la réponse estimée du taux de croissance de l'agrégat après un choc monétaire positif d'un pour cent après un mois ( $F_0 = 1$ ) est de  $c_1$ , ce qui correspond au coefficient rattaché au choc survenu lors de la période précédente. La réponse estimée après deux mois est de  $c_1 + c_2 + b_1c_1$ . Cette équation provient de la régression sur la production où le choc monétaire, survenu deux périodes auparavant, est évalué à un. Ainsi,  $b_i$  représente le coefficient pour les retards de l'agrégat et  $c_j$ , le coefficient pour les

retards du choc monétaire positif. L'équation générale pour le sentier de réponse d'un choc positif estimé sur quarante-huit périodes est :

$$y_{t+p} = \sum_{i=1}^p \hat{c}_i + \sum_{j=1}^{p-1} \hat{b}_j y_{t+p-j}$$

où  $p$  est le nombre de périodes depuis le choc. Puisque nous étudions l'effet d'un choc positif sur l'agrégat pour les quarante-huit périodes suivant le choc,  $p$  va de 1 à 48. L'estimation du sentier de réponse pour un choc négatif est très semblable à celle du choc positif, la seule différence étant le remplacement du coefficient estimé  $c_i$  par  $d_i$ .

$$y_{t+p} = \sum_{i=1}^p \hat{d}_i + \sum_{j=1}^{p-1} \hat{b}_j y_{t+p-j}$$

Nous considérons que la variation de l'agrégat était nulle avant l'arrivée du choc et qu'un choc d'un pour cent frappe l'économie au temps 0. Pour la série de chocs positifs, ceci implique que  $F_0 = 1$  et que  $F_1 = F_2 = F_3 = \dots = F_{48} = 0$ , tandis que les chocs négatifs sont tous nuls  $G_0 = G_1 = G_2 = \dots = G_{48} = 0$ . De la même manière pour la série de chocs négatifs, l'économie est frappée d'un choc au temps 0, ce qui donne  $G_0 = -1$ , alors que les autres chocs sont nuls, que ce soit les chocs monétaires négatifs  $G_1 = G_2 = G_3 = \dots = G_{48} = 0$  ou les chocs positifs  $F_0 = F_1 = F_2 = \dots = F_{48} = 0$ .

Afin de déterminer le nombre de retards à retenir, nous avons estimé plusieurs fois la régression, en prenant chaque fois une valeur différente de  $n$  et de  $h$ . Rappelons que  $n$  constitue le nombre de retards pour la croissance de la variable et  $h$ , le nombre de retards pour les deux séries de chocs monétaires. Dans un premier temps, nous donnons le même nombre de retards aux trois variables. Nous avons utilisé les valeurs paires allant de vingt à quarante-six comme nombre de retards. Dans un second temps, nous utilisons le ratio de 2/3 pour  $n/h$ , et ce, pour des valeurs

de  $n$  allant de dix-huit à trente-deux. Nous nous inspirons du fait que Romer et Romer utilisent ce ratio dans l'équation sur la croissance de la production, soit vingt-quatre retards pour la production et trente-six retards pour la série de chocs.

Par la même occasion, nous nous intéressons aux résidus obtenus pour chaque régression, et nous vérifions s'il existe de l'autocorrélation dans les résidus par un test de Breusch-Godfrey, qui est un test du multiplicateur de Lagrange. Ainsi, la statistique  $F$  obtenue pour chaque régression nous permet de déterminer si nous pouvons rejeter l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation dans les résidus à un niveau de signification de 1 %, 5 % ou 10 %. Nous choisirons le nombre de retards à appliquer dans la régression de chaque agrégat en examinant à quel moment dans l'augmentation du nombre de retards nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation dans les résidus à un niveau de signification de 5 %.

Lorsque nous aurons choisi le nombre exact de retards à inclure dans la régression pour chaque variable, nous tracerons le sentier de réponse de cette régression pour quarante-huit périodes. Ainsi, nous pourrons comparer visuellement la différence entre la réponse de l'économie après un choc positif d'un pour cent et après un choc négatif d'un pour cent.

### **2.3 La signification du sentier de réponse**

Il s'avère intéressant de regarder la définition d'un choc monétaire positif et d'un choc négatif dans ce contexte. En effet, puisque la mesure des chocs monétaires de Romer et Romer provient de la régression du taux d'intérêt nominal sur l'information disponible au moment de la décision, le signe du résidu de la régression indique une augmentation, s'il est positif, ou une diminution, s'il est négatif, du taux d'intérêt de court terme. Ainsi, un choc positif implique un resserrement non anticipé de la politique monétaire, alors qu'un choc négatif implique un relâchement non anticipé de la politique monétaire.

Le sentier de réponse obtenu, de par sa construction, nous indique la variation en pourcentage de l'agrégat au cours des quarante-huit mois suivant le changement non anticipé d'un point de pourcentage du taux d'intérêt nominal de court terme. L'ordonnée représente le pourcentage de changement du niveau de la variable, et l'abscisse représente le temps écoulé depuis le choc. Ainsi, lorsque nous aborderons comme agrégat les prix, le sentier de réponse représentera l'effet d'un choc monétaire sur l'inflation.

Dans cette optique, nous pouvons émettre quelques hypothèses sur la réponse de chaque agrégat aux deux types de chocs. Nous nous attendons à ce qu'un choc positif ait comme effet de freiner la croissance de la production, alors qu'un choc négatif ait comme effet de stimuler la croissance de la production, le premier effet ayant une plus grande amplitude que le deuxième. Il en va de même pour la consommation et l'investissement, puisqu'elles composent la production. En ce qui concerne les prix et les salaires nominaux, la rigidité des prix et des salaires vers le bas nous laisse supposer qu'un choc expansionniste aura un effet plus important sur les prix qu'un choc restrictif, du moins à moyen terme. Finalement, nous supposons que l'effet des chocs monétaires sur le taux de chômage sera contraire à l'effet sur la production. Nous nous attendons à ce qu'un choc positif fera hausser le taux de chômage plus qu'un choc négatif ne le fera baisser.

#### **2.4 La création de l'intervalle de confiance**

L'intervalle de confiance des différents graphiques présentés a pu être réalisé grâce à une simulation de Monte Carlo. Cet intervalle de confiance nous permet d'effectuer l'analyse de l'effet des chocs monétaires sur un agrégat et de déterminer si l'effet est significatif.

Après avoir estimé les coefficients de la régression par la méthode des moindres carrés ordinaires, nous avons utilisé les valeurs des coefficients et leur

matrice de variance-covariance pour générer des coefficients issus d'une distribution normale multivariée. Pour chaque estimation de ces coefficients, nous générons le sentier de réponse de l'agrégat d'une réalisation d'un choc monétaire d'un point de pourcentage. Nous obtenons ainsi de nombreuses possibilités de sentiers de réponse. L'écart-type de la distribution des simulations exécutées cinq cents fois nous donne l'écart-type du véritable sentier de réponse. Nous créons ainsi les bornes supérieures et inférieures de l'intervalle de confiance en additionnant et en soustrayant l'écart-type pour chacune des quarante-huit périodes du sentier de réponse. Nous obtenons de cette manière un intervalle de confiance à 67 %. Cette démarche est inspirée du sentier de réponse utilisé par Romer et Romer (2004).

## **2.5 L'ajout de chocs touchant l'économie américaine**

Jusqu'à maintenant, la description de la régression qui sera utilisée pour l'estimation du sentier de réponse des deux types de chocs monétaires ne renferme que la variable dépendante retardée et les chocs monétaires retardés. Toutefois, cette spécification pourrait afficher un biais de variable omise. En effet, d'autres chocs pourraient affecter la production, les prix et le marché du travail.

Parmi les candidats plausibles de chocs alternatifs, il y a les changements du prix réel du pétrole. Hoover et Perez (1994) ont comparé l'effet des chocs monétaires sur la production à l'effet des chocs de prix réels du pétrole. Pour ce faire, ils ont utilisé deux mesures : la différence de logarithme du ratio des prix pétroliers sur l'indice des prix à la production des biens finaux et une variable dichotomique issue du choix de dix dates où la variation des prix du pétrole a été très importante. Puisque la mesure de chocs monétaires utilisée par Hoover et Perez est dichotomique, la mesure de chocs des prix pétroliers affichant les meilleurs résultats s'avère aussi être la mesure dichotomique. Dans le cas qui nous intéresse, puisque nous utilisons une mesure de chocs monétaires contenant une observation pour chaque période, nous

retenons seulement la différence de logarithme du prix réel du pétrole<sup>3</sup> comme deuxième choc dans les différentes régressions.

Dans une réponse à la critique de Hoover et Perez (1994) d'un article datant de 1989, Romer et Romer (1994) ont réalisé le sentier de réponse de la production en utilisant comme base la fonction de réaction suivante :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{11} \alpha_k D_{kt} + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{36} c_j S_{t-j} + \sum_{m=1}^{36} d_m P_{t-m} + \varepsilon_t$$

Cette régression<sup>4</sup> de la différence du log de la production non désaisonnalisée au temps  $t$  ( $\Delta y_t$ ) contient une constante, une variable dichotomique ( $D_{kt}$ ) pour chaque mois de l'année sauf un, la différence du log de la production retardée sur vingt-quatre périodes ( $\Delta y_{t-i}$ ), la série de chocs monétaires ( $S_{t-j}$ ) retardée sur trente-six périodes et la série de chocs du prix réel du pétrole ( $P_{t-m}$ ) retardée aussi sur trente-six périodes.

Romer et Romer utilisent à tour de rôle quatre mesures de chocs sur le prix réel du pétrole. La première mesure est la différence de log du prix réel du pétrole. Ce prix réel est issu du ratio du prix du pétrole sur l'indice des prix à la production des biens finaux. Cette mesure s'apparente à celle utilisée par Hoover et Perez. La deuxième mesure ressemble à la première, mais les variations positives entrent dans la régression séparément des variations négatives. Deux coefficients sont donc attachés aux chocs pétroliers selon le signe du choc. La troisième mesure contient une variable dichotomique où le premier mois des dix trimestres identifiés comme des

<sup>3</sup> Les données mensuelles et trimestrielles pour le pétrole proviennent du Wall Street Journal, série Spot Oil Price : West Texas Intermediate, en dollars par baril. Les données mensuelles pour l'indice des prix à la production des biens finaux proviennent du Bureau of Labor Statistics, série SP3000 désaisonnalisée. Les données trimestrielles pour cet indice découlent de la moyenne de l'indice pour chaque trimestre.

<sup>4</sup> Notons que cette régression s'apparente à la fonction de réaction à un choc utilisée par les mêmes auteurs dans leur article de 2004.

changements majeurs par Hoover et Perez est égal à un, les autres mois prenant la valeur zéro. Finalement, la quatrième mesure reprend les dix dates identifiées par Hoover et Perez, mais la vraie valeur du changement du log du prix réel du pétrole est utilisée, alors que les autres dates se voient accorder la valeur zéro.

Nous retenons seulement la première mesure des chocs pétroliers. Bien que la deuxième spécification soit intéressante puisqu'elle tient compte de la possibilité d'effets asymétriques des chocs pétroliers, nous ne pouvons pas l'inclure parce que les régressions estimées contiennent déjà un nombre important de coefficients. La mesure retenue est illustrée par la figure 2.1.

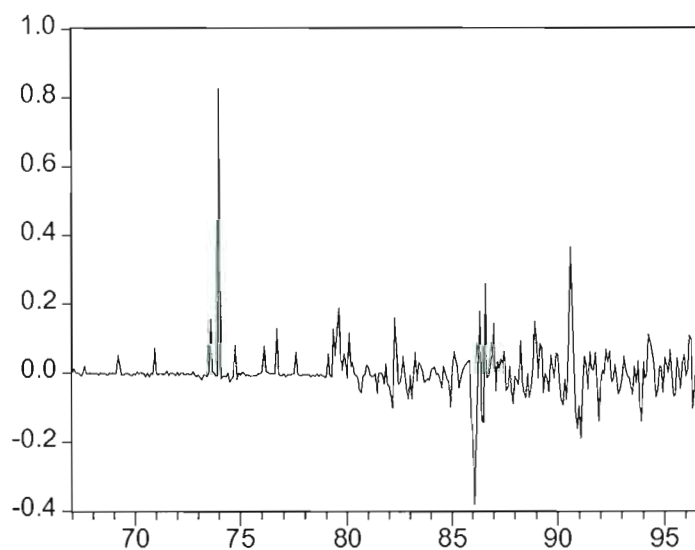


Figure 2.1 - Différence de log du prix réel du pétrole

La figure 2.1 affiche les différents chocs pétroliers subis par l'économie américaine à travers les années. Rappelons les différentes dates qui avaient été retenues par Hoover et Perez (1994) à l'aide d'une mesure narrative des chocs pétroliers : mars 1969, décembre 1970, janvier 1974, mars 1978, septembre 1979 et février 1981. L'étude des données de la série de chocs pétroliers nous permet de



confirmer la présence de ces chocs, à un ou deux mois près. Soulignons que janvier 1974 affiche un choc d'une grande amplitude, largement supérieure à la valeur des autres chocs. Nous pouvons apporter un commentaire supplémentaire sur les mouvements du prix du pétrole. La série paraît peu volatile jusqu'en 1979, étant perturbée de façon ponctuelle, puis elle prend une ampleur considérable par la suite.

## CHAPITRE III

### PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS

Cette section rapporte les résultats d'estimation des sentiers de réponse de différents agrégats par rapport aux chocs monétaires. Nous présentons les résultats pour les huit agrégats suivants : la production, la consommation, l'investissement, l'investissement fixe, l'indice des prix à la production (IPP), l'indice des prix à la consommation (IPC), les salaires nominaux et le taux de chômage<sup>1</sup>. Nous analysons ensuite l'ensemble des graphiques ainsi obtenus afin de déterminer s'il existe de l'asymétrie dans les effets de la politique monétaire non anticipée<sup>2</sup>.

#### 3.1 Présentation des effets des chocs monétaires sur la production réelle

Il est à noter que la croissance de la production est calculée en différence du log de la production mensuelle. La série de chocs positifs ( $F_{t,j}$ ) et la série de chocs négatifs ( $G_{t-m}$ ) sont toutes deux retardées sur le même nombre de périodes, soit  $h$  périodes. Le taux de croissance de l'agrégat, ici la production réelle, est retardé sur  $n$  périodes. Nous devons déterminer le nombre de retards à inclure dans la régression. Pour ce faire, nous examinons le test de Breusch-Godfrey pour chaque estimation de

---

<sup>1</sup> Les coefficients des spécifications retenues pour les régressions sont présentés dans l'appendice A.

<sup>2</sup> Nous présentons dans l'appendice B les sentiers de réponse des régressions contenant la série initiale des chocs monétaires pour chaque agrégat.

la régression<sup>3</sup>, avec chaque nombre pair de retards allant de vingt à quarante-six. Nous avons effectué le même exercice pour un ratio de  $n/h$  égal à  $2/3$ .

Puisque la consommation, l'investissement et l'investissement fixe sont des éléments inclus dans la production, nous regardons les tests de Breusch-Godfrey pour ces quatre agrégats en même temps afin de choisir un nombre de retards commun à ces quatre agrégats. Après une analyse de ce test, nous choisissons  $n$  égal à  $h$ . En effet, dans les tableaux où le ratio de  $n/h$  est de  $2/3$ , nous ne pouvons pas choisir un nombre de retards inférieur à quarante-huit, puisque nous retrouvons de l'autocorrélation dans les résidus dans un ou plusieurs tableaux pour chaque ratio de  $n/h$ . Les tableaux où  $n$  est égal à  $h$  se révèlent plus faciles à utiliser, et nous pouvons choisir trente-quatre comme nombre de retards à inclure dans les quatre régressions de la production et de ses composantes<sup>4</sup>.

Les premiers sentiers de réponse estimés, présentés dans la figure 3.1, nous permettent de comparer les effets des deux types de chocs monétaires sur la production réelle.

---

<sup>3</sup> Les tables de tests de Breusch-Godfrey pour l'ensemble des régressions sur chaque agrégat sont disponibles dans l'appendice C.

<sup>4</sup> Après une étude de la table de tests de Breusch-Godfrey pour l'investissement, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs pour un nombre de retards de quinze trimestres. Toutefois, après une comparaison visuelle des sentiers de réponse des quatre séries choisies, nous pouvons dire que l'ajout de retards ne modifie pas de façon significative les sentiers de réponse après trente-quatre retards pour les données mensuelles et douze retards pour les données trimestrielles.

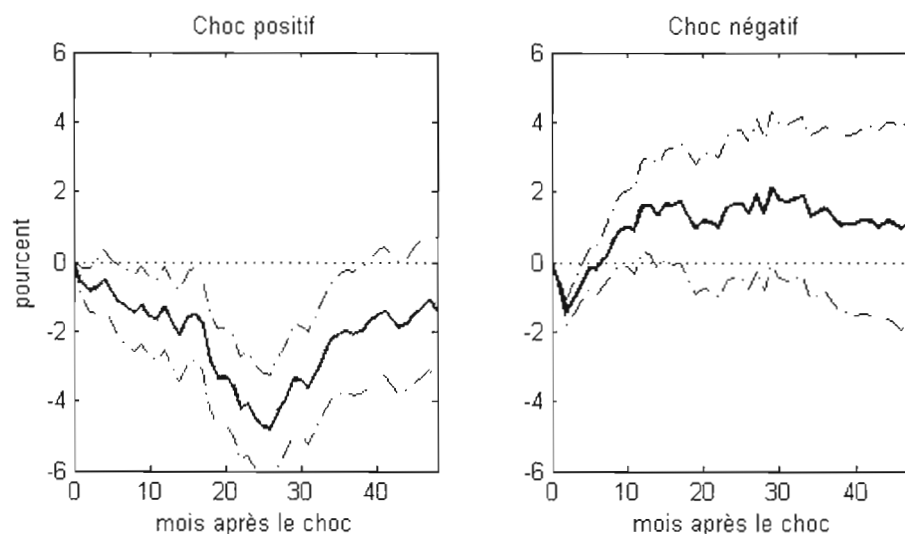


Figure 3.1 - Sentiers de réponse de la production réelle sans la mesure de chocs pétroliers

Le sentier de réponse pour le choc positif affiche un déclin persistant jusqu'à la vingt-sixième période, où il atteint un minimum de  $-4,8$ , pour ensuite remonter jusqu'à la quarante-huitième période. Le sentier de réponse pour le choc négatif débute par un pic vers le bas se terminant à la septième période pour ensuite se diriger vers un plateau qui oscille entre  $0,9$  et  $2,1$ , de la douzième à la quarante-huitième période. Toutefois, le sentier n'est plus significativement différent de zéro dès la sixième période, alors que celui suivant un choc négatif est significatif jusqu'à la trente-sixième période.

Nous ajoutons maintenant la mesure de chocs du prix réel du pétrole à la régression sur la production réelle. Cette démarche nous permet d'éviter un biais de variable omise. Les résultats sont présentés à la figure 3.2.

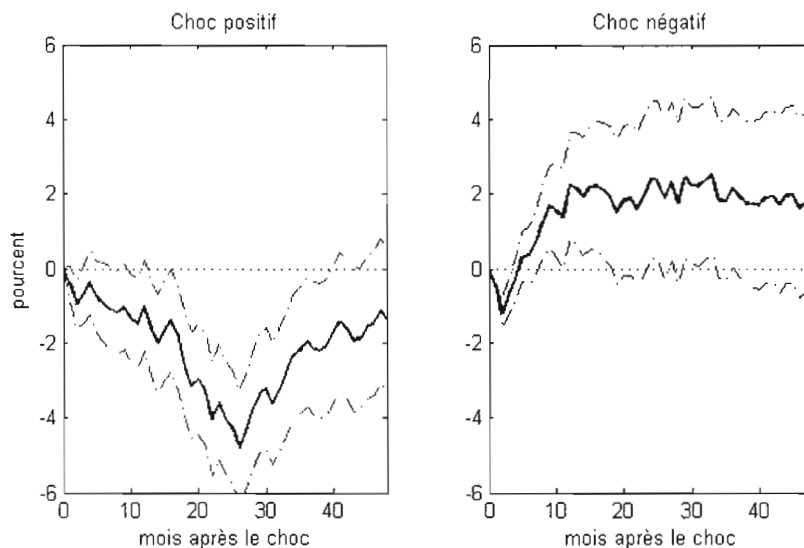


Figure 3.2 - Sentiers de réponse de la production réelle lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

Les deux sentiers de réponse conservent la même allure que celle obtenue avec la première régression. Le sentier pour le choc positif emprunte un chemin descendant jusqu'à la vingt-sixième période, où il atteint un minimum de  $-4,8$ , et il remonte ensuite jusqu'à la quarante-huitième période pour atteindre  $-1,4$ . Le sentier de réponse pour le choc négatif commence sa course par un pic vers le bas pour atteindre un plateau dès la douzième période qui oscille entre  $1,5$  et  $2,5$ . Ce sentier n'est plus significativement différent de zéro dès la dix-huitième période.

À la lumière de cet argument, nous avançons que la production réelle affiche de l'asymétrie à la suite de chocs monétaires.

### 3.2 Présentation des effets des chocs monétaires sur la consommation réelle

Nous avons choisi précédemment trente-quatre comme nombre de retards pour toutes les variables de la régression sur la différence de log de la consommation

réelle<sup>5</sup>. Nous générons maintenant les deux sentiers de réponse se rattachant à cette régression pour quarante-huit périodes. Notons que la régression ne contient pas de variables dichotomiques pour les mois de l'année, puisque la série est désaisonnalisée. Ainsi, dans la figure 3.3, nous comparons la réponse de la consommation après un choc monétaire positif d'un pour cent et après un choc négatif d'un pour cent.

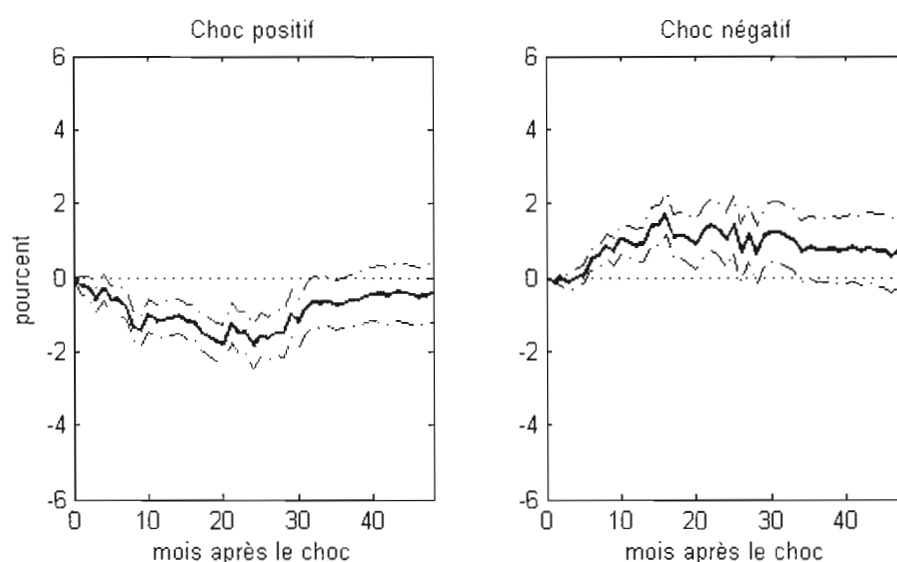


Figure 3.3 - Sentiers de réponse de la consommation réelle sans la mesure de chocs pétroliers

À première vue, nous pouvons remarquer que les sentiers de réponse rattachés à la consommation ont une amplitude beaucoup plus faible que ceux rattachés à la production. Ce résultat s'avère réaliste puisque la consommation américaine est nettement moins volatile que la production. Le sentier de réponse pour le choc positif suit une pente douce vers le bas jusqu'au vingt-quatrième retard, pour ensuite remonter légèrement. Le minimum atteint est de  $-1,8$  et la réponse n'est plus statistiquement significative à compter de la seizième période. Le sentier de réponse

<sup>5</sup> Les données pour la consommation réelle proviennent de la banque de données FRED II, série mensuelle désaisonnalisée en taux annuel nommée *Real Personal Consumption Expenditures*.

pour le choc négatif débute lentement vers le haut et cesse d'être significatif à la trente-troisième période. Le maximum atteint est de 1,7. La figure 3.4 affiche le résultat de l'ajout de la mesure de chocs du prix réel du pétrole à la régression sur la consommation.

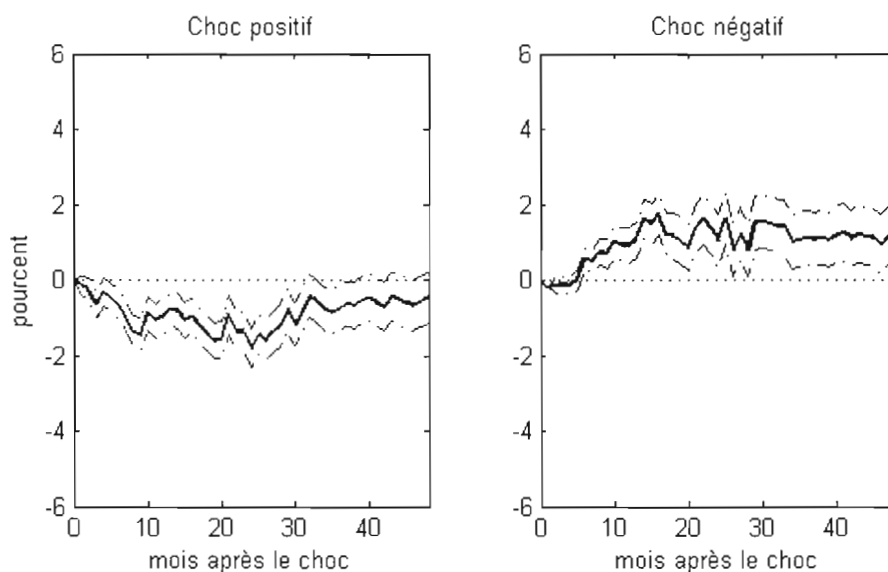


Figure 3.4 - Sentiers de réponse de la consommation réelle lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

La forme de ces deux sentiers de réponse se rapproche de celle des deux premiers. Le sentier de réponse pour le choc positif prend, encore une fois, la forme d'un V obtus dont la base se situe au vingt-quatrième retard. Le minimum atteint est de -1,8 et les dix-sept dernières périodes du sentier paraissent non significatives. Le sentier de réponse pour le choc négatif débute lentement vers le haut et continue en ondulant sur une ligne horizontale à partir de la quatorzième période. Le maximum atteint est de 1,7. Il est à noter que les maximums et les minimums des sentiers de réponse avec et sans les chocs de prix pétroliers sont les mêmes.

Les sentiers de réponse de la consommation réelle ne nous donnent pas de preuve convaincante de l'existence d'effets asymétriques de la politique monétaire non anticipée.

### 3.3 Présentation des effets des chocs monétaires sur l'investissement réel

Nous avons identifié deux séries pouvant représenter l'investissement dans l'économie américaine. Ces deux séries se nomment l'investissement<sup>6</sup> et l'investissement fixe<sup>7</sup>. Il est à noter que ces données sont trimestrielles, nous avons donc fait la conversion des données mensuelles de chocs monétaires en données trimestrielles afin d'utiliser la même spécification de la régression. Les sentiers de réponse s'étaleront sur seize périodes, puisque seize trimestres équivalent à quarante-huit mois. De plus, puisque nous avons utilisé trente-quatre retards pour les régressions sur la production et la consommation, nous utilisons maintenant douze retards pour les régressions sur l'investissement.

#### 3.3.1 L'investissement réel

Nous générons les deux sentiers de réponse se rattachant à cette régression pour seize périodes afin de comparer, une fois de plus, la réponse d'un agrégat, ici l'investissement, après un choc monétaire positif d'un point de pourcentage et après un choc négatif équivalent. Les résultats sont présentés à la figure 3.5.

---

<sup>6</sup> Les données pour l'investissement réel proviennent de la banque de données FRED II, série trimestrielle désaisonnalisée en taux annuel nommée *Real Gross Private Investment*, 3 decimal.

<sup>7</sup> Les données pour l'investissement fixe réel proviennent de la banque de données FRED II, série trimestrielle désaisonnalisée en taux annuel nommée *Real Private Fixed Investment*, 3 decimal.



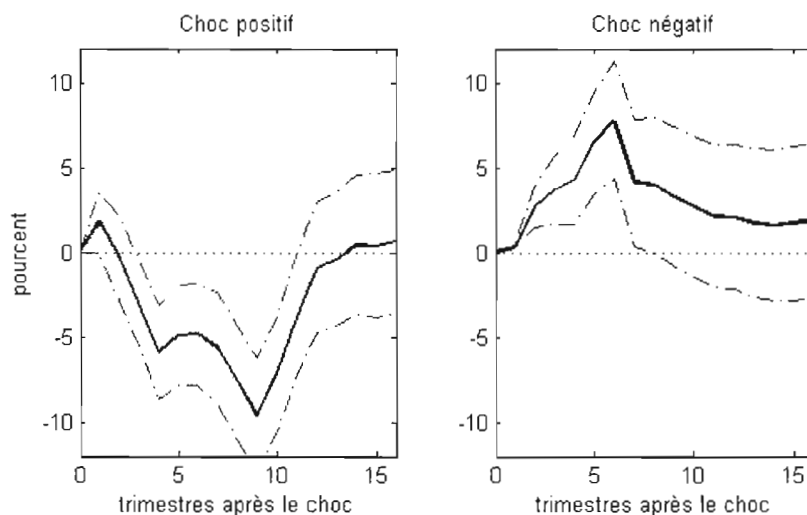


Figure 3.5 - Sentiers de réponse de l'investissement réel sans la mesure de chocs pétroliers

Les sentiers de réponse rattachés à l'investissement sont moins lisses que ceux rattachés à la production et à la consommation, puisqu'ils contiennent seize points au lieu de quarante-huit. Le sentier de réponse pour le choc positif fait un pic vers le haut pour le premier trimestre et suit ensuite une pente descendante jusqu'au neuvième trimestre, pour ensuite remonter jusqu'à 0,7. Le minimum atteint est de -9,7. La réponse pour les deux premières et celle pour les cinq dernières périodes ne semblent pas être significatives. Après un choc négatif, l'investissement augmente jusqu'à la sixième période, puis diminue. La réponse cesse d'être significative à compter de la huitième période. Nous ajoutons la mesure de chocs du prix réel du pétrole à la régression sur l'investissement. Les résultats sont rapportés à la figure 3.6.

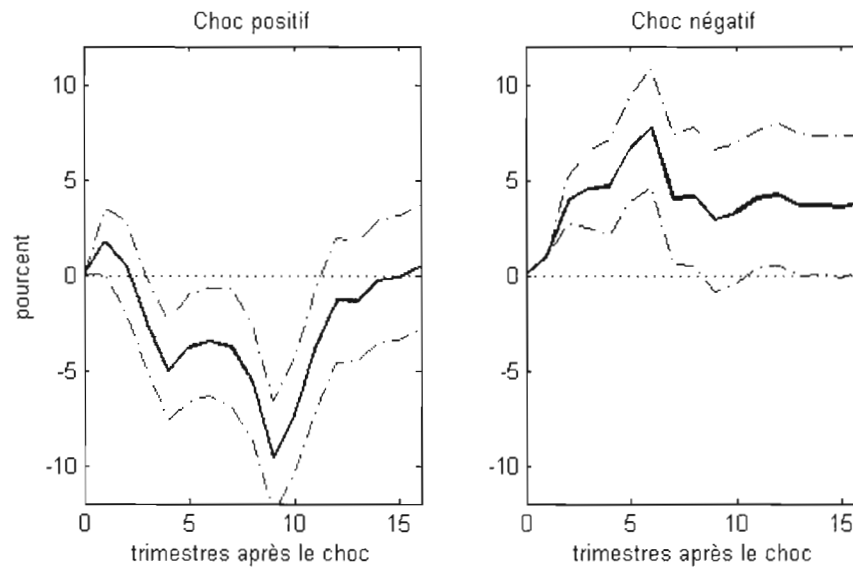


Figure 3.6 - Sentiers de réponse de l'investissement réel lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

De nouveau, la forme de ces deux sentiers de réponse se rapproche de celle des deux premiers. Le sentier de réponse pour le choc positif débute par une bosse vers le haut et descend ensuite jusqu'à la neuvième période, où il atteint un minimum de  $-9,6$ . Les six dernières périodes du sentier paraissent non significatifs. Le sentier de réponse pour le choc négatif monte jusqu'à la sixième période, où il atteint un maximum de  $7,6$  et redescend pour atteindre un plateau autour de  $4$ .

Il semble y avoir une légère asymétrie dans les effets des chocs monétaires sur l'investissement réel.

### 3.3.2 L'investissement réel fixe

Nous effectuons le même exercice pour une deuxième série concernant l'investissement. Cette série représente l'investissement fixe réel pour l'économie américaine. Tout comme pour la série précédente, nous utilisons douze retards pour les trois variables de la régression. Les résultats sont présentés dans la figure 3.7.

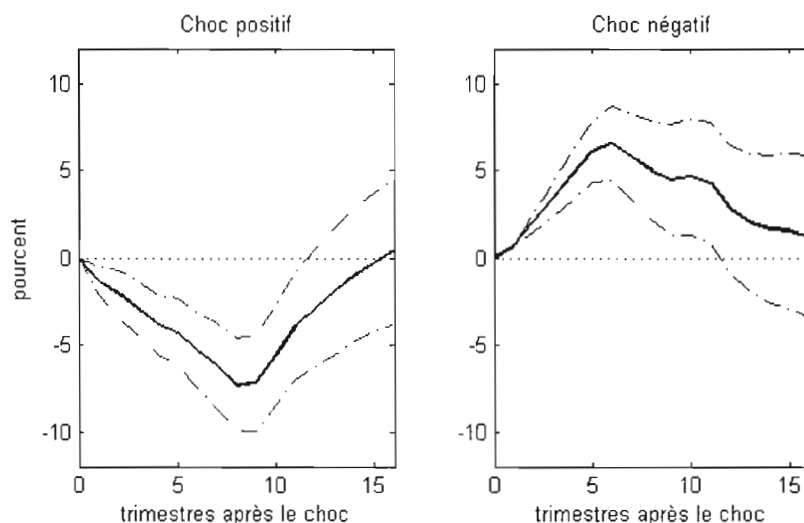


Figure 3.7 - Sentiers de réponse de l'investissement fixe réel sans la mesure de chocs pétroliers

Après un choc positif, la pente du sentier de l'investissement fixe décline jusqu'au huitième trimestre, où la baisse atteint un minimum à  $-7,3$ , puis remonte jusqu'à  $0,5$ . Le sentier est significatif dès la première période et cesse de l'être à compter de la douzième période. Suivant un choc négatif, l'investissement fixe réel augmente jusqu'à la sixième période pour atteindre un sommet de  $6,6$ , et redescend, puis cesse d'être significatif, encore une fois, à la douzième période. Nous ajoutons à la régression sur l'investissement fixe la mesure de chocs du prix réel du pétrole. La figure 3.8 affiche ces résultats.

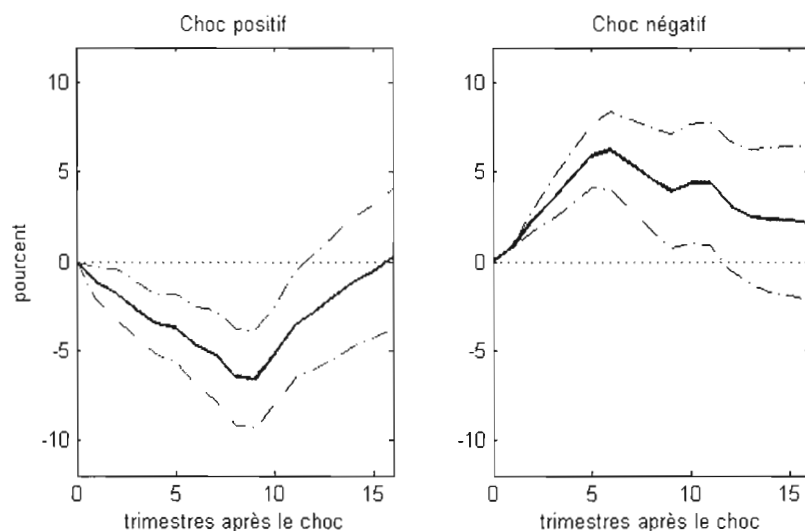


Figure 3.8 - Sentiers de réponse de l'investissement fixe réel lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

Le sentier de réponse pour le choc positif suit la forme d'un V obtus dont la base se situe à la neuvième période. Le minimum atteint est de  $-6,6$  et les six dernières périodes du sentier ne paraissent pas significatives. Le sentier de réponse pour le choc négatif monte jusqu'à la sixième période, puis ondule vers le bas. Le maximum atteint est de  $6,2$  et la courbe se termine à  $2,1$ .

Contrairement à l'investissement réel, l'investissement fixe réel ne semble pas afficher d'asymétrie à la suite de chocs monétaires.

### 3.4 Présentation des effets des chocs monétaires sur les prix et les salaires

Nous analysons maintenant la réaction des prix et des salaires nominaux à des chocs monétaires positif et négatif. Nous avons identifié deux séries pouvant représenter les prix; ces séries sont l'indice des prix à la production des biens finaux

(IPP)<sup>8</sup> et l'indice des prix à la consommation (IPC)<sup>9</sup>. Romer et Romer (2004) utilisent l'IPP, de la même manière que la production, pour construire un sentier de réponse afin de dévoiler l'effet d'un choc monétaire positif sur l'inflation, et imposent lors de l'estimation que l'effet est symétrique. Ils obtiennent un sentier de réponse non significatif pour les vingt-cinq premières périodes, qui suit ensuite une pente descendante pour les périodes suivantes.

Notons que la série contenant l'IPP, puisqu'elle est désaisonnalisée, ne nous permet pas d'utiliser les variables dichotomiques rattachées aux mois de l'année. Ainsi, nous n'utilisons pas de technique pour désaisonnaliser la série dans la spécification de la régression. Nous devons répéter le même exercice pour la série des salaires nominaux<sup>10</sup>, qui est aussi désaisonnalisée.

Pour le choix du nombre de retards à utiliser dans les régressions sur les prix et les salaires, nous avons employé une démarche semblable à celle utilisée pour la production et ses composantes. En regardant les tableaux où le nombre de retards pour les deux séries de chocs,  $n$ , est égal au nombre de retards pour l'agrégat étudié,  $h$ , nous remarquons qu'à partir de trente-quatre retards, nous observons très peu d'autocorrélation dans les résidus. De plus, les sentiers générés à la suite des estimations des régressions contenant de trente-quatre à quarante-six retards sont très semblables, une variation du nombre de retards dans la régression n'entraînant pas de changement significatif dans les sentiers de réponse<sup>11</sup>. En regardant les tableaux où le

---

<sup>8</sup> Les données pour l'indice des prix à la production des biens finaux proviennent de la banque de données du Bureau of Labor Statistics, série mensuelle désaisonnalisée nommée *PPI : Finished Goods*.

<sup>9</sup> Les données pour l'indice des prix à la consommation proviennent de la banque de données FRED II, série mensuelle non désaisonnalisée nommée *Consumer Price Index for All Consumers : All Items*.

<sup>10</sup> Les données pour les salaires nominaux proviennent de la banque de données FRED II, série mensuelle désaisonnalisée nommée *Average Hourly Earnings : Total Private Industries*, en dollars par heure.

<sup>11</sup> Même si certains tests de Breusch-Godfrey ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs pour un nombre de retards supérieur à trente-quatre, une comparaison visuelle des sentiers de réponse des trois séries choisies nous permet de dire que l'ajout de retards ne modifie pas de façon significative les sentiers de réponse après ce nombre.

ratio de  $n/h$  est de  $2/3$ , nous constatons encore une fois que le choix s'avère difficile puisque nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs avant le vingt-neuvième retard pour  $n$  et le quarante-quatrième retard pour  $h$ . Nous laissons donc tomber cette spécification puisque le nombre de coefficients dans la régression est le même d'une manière ou d'une autre. Ainsi, nous emploierons trente-quatre retards pour les trois variables des régressions sur les prix et les salaires, chiffre identique au nombre de retards retenu pour les régressions sur la production et la consommation.

### 3.4.1 L'indice des prix à la production pour les biens finaux

Dans la figure 3.9, nous générons les deux sentiers de réponse se rattachant à l'IPP afin de comparer la réponse des prix à un choc monétaire positif d'un pour cent et à un choc négatif d'un pour cent.

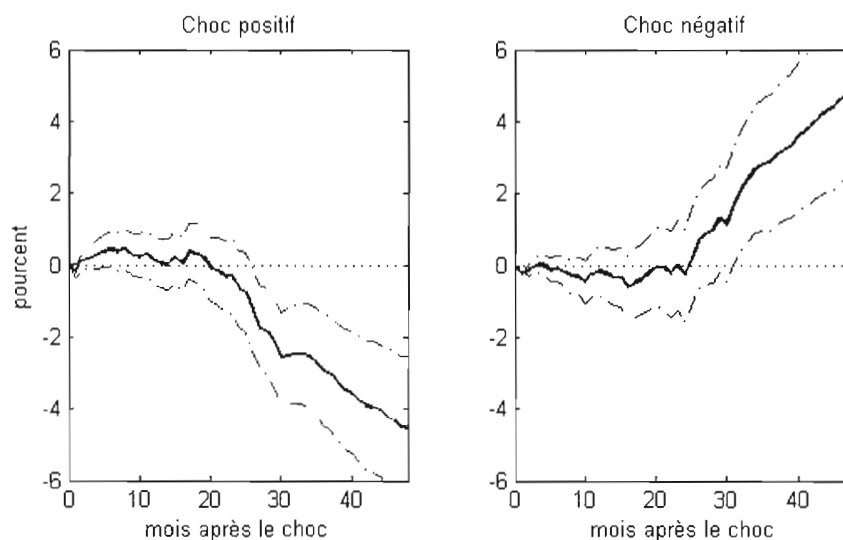


Figure 3.9 - Sentiers de réponse de l'IPP sans la mesure de chocs pétroliers

Au premier coup d'œil, nous remarquons que les sentiers de réponse rattachés à l'IPP ne sont pas significatifs pour les vingt-cinq premières périodes dans le cas du

choc positif et pour les trente premières périodes dans le cas du choc négatif. Cette forme des sentiers de réponse semble refléter une hypothèse que nous avons émise concernant la rigidités des prix. En effet, les sentiers de réponse deviennent significatifs plus de deux ans après la apparition du choc. Après avoir frôlé le zéro pendant les vingt-quatre premières périodes, le sentier de réponse du choc positif diminue pour atteindre un déclin maximal de  $-4,5$  %. Suivant un choc négatif, les prix montent lentement pour atteindre une augmentation maximale de  $4,9$  %.

L'ajout de la mesure de chocs du prix réel du pétrole à la régression sur l'indice des prix à la production des biens finaux n'entraîne pas de changement significatif sur les sentiers, comme on peut le voir dans la figure 3.10.

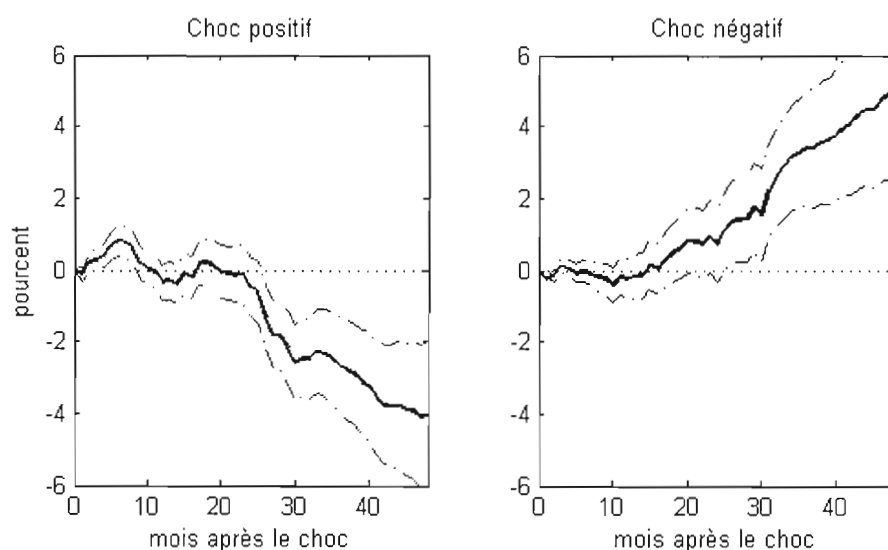


Figure 3.10 - Sentiers de réponse de l'IPP lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

Le sentier de réponse pour le choc positif prend une forme similaire au sentier précédent. Il demeure non significatif pour les vingt-six premières périodes, puis descend jusqu'à un minimum de  $-4,1$  %. Le sentier de réponse pour le choc négatif s'avère non significatif pour les vingt-cinq premières périodes, puis monte jusqu'à  $5,1$  %.

En conclusion, nous ne retrouvons pas de trace d'asymétrie dans les sentiers de réponse de l'IPP.

### 3.4.2 L'indice des prix à la consommation

Nous effectuons le même exercice afin de générer les deux sentiers de réponse se rattachant à l'IPC afin de comparer la réponse des prix à un choc monétaire positif d'un pour cent et à un choc négatif d'un pour cent, présentés dans la figure 3.11.

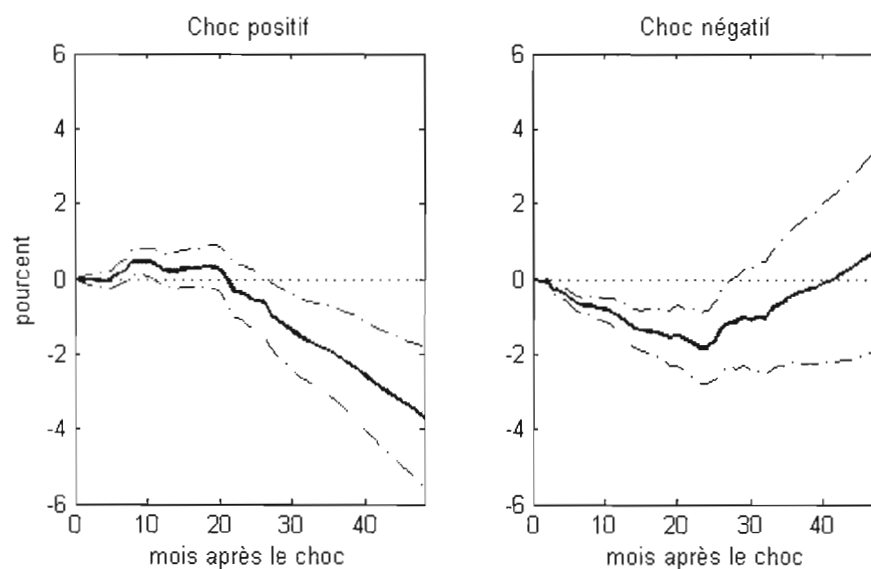


Figure 3.11 - Sentiers de réponse de l'IPC sans la mesure de chocs pétroliers

Les sentiers de réponse rattachés à l'IPC prennent une forme semblable à celle des sentiers rattachés à l'IPP. Après avoir été non significatif pour les vingt-six premières périodes, le sentier de réponse du choc positif suit une pente douce vers le bas jusqu'à un minimum de  $-3,7\%$ . Jusqu'ici, la réponse de l'IPC ne nous réservait pas de surprise. Toutefois, le sentier de réponse pour le choc négatif suit un chemin inhabituel. Il descend légèrement, puis remonte pour devenir non significatif à partir



de la vingt-sixième période. L'ajout de retards aux variables de la régression ne change pas le tracé de ce sentier.

En ajoutant la mesure de chocs du prix réel du pétrole à la régression sur l'indice des prix à la consommation, nous n'entraînons pas de changement significatif dans les sentiers de réponse.

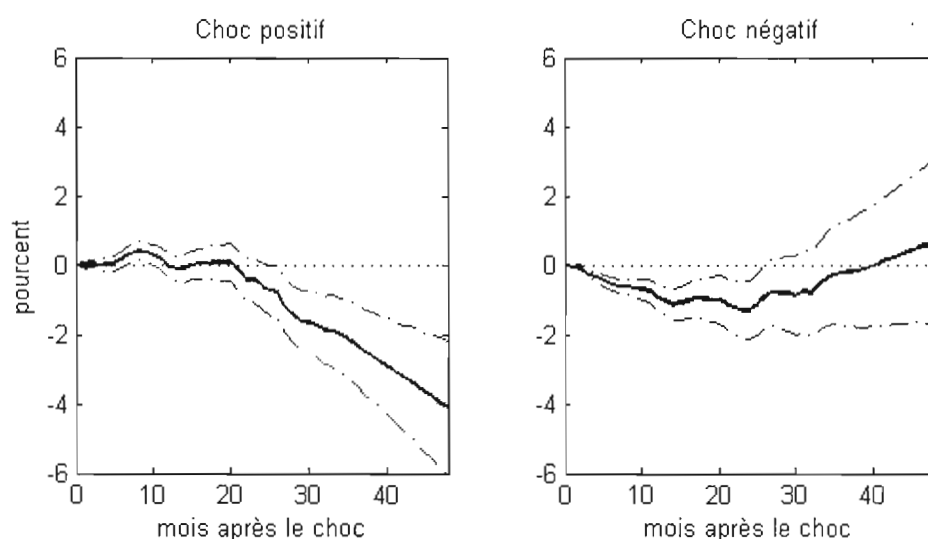


Figure 3.12 - Sentiers de réponse de l'IPC lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

Le sentier de réponse pour le choc positif prend la forme que nous attendions. Il s'avère non significatif pour les vingt-six premiers retards, puis descend jusqu'à -4,1 %. Le sentier de réponse pour le choc négatif, bien qu'il suive un tracé semblable au précédent, s'éloigne moins du zéro, ce qui laisse présager que ce sentier n'est pas significatif pour la totalité de son tracé. En effet, il serait contre-intuitif de constater qu'un choc monétaire expansionniste entraîne une diminution immédiate des prix des biens de consommation.

Tout comme l'IPP, l'IPC ne semble pas afficher de preuve convaincante d'asymétrie à la suite de chocs monétaires.

### 3.4.3 Les salaires nominaux

Nous traçons maintenant les deux sentiers de réponse rattachés à l'effet des chocs monétaires sur les salaires nominaux, présentés dans la figure 3.13.

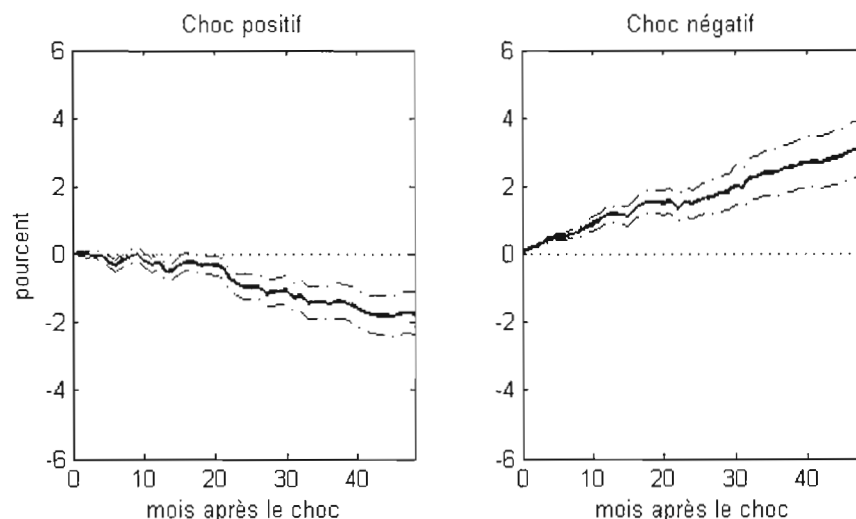


Figure 3.13 - Sentiers de réponse des salaires nominaux sans la mesure de chocs pétroliers

Nous remarquons que les sentiers de réponse rattachés aux salaires semblent suivre des trajectoires qui s'harmonisent avec les résultats sur micro-données de Khan (1997). Ce dernier avait décelé de la rigidité vers le bas dans les salaires nominaux. Le sentier de réponse pour le choc positif semble se détacher de zéro à partir de la vingt-et-unième période et suit ensuite une pente douce vers le bas jusqu'à  $-1,7\%$ . Suivant un choc négatif, les prix montent en ligne droite jusqu'à  $3,1\%$  et demeurent significatifs durant toute l'ascension. La différence entre les deux sentiers de réponse laisse supposer que les salaires sont plus rigides vers le bas, puisqu'un choc contractionniste ne réussit pas à faire diminuer les salaires dans la même proportion qu'un choc expansionniste les fait augmenter. Cet élément est d'autant plus intéressant que l'effet des chocs monétaires sur les prix ne semble prendre la même avenue. Nous insérons maintenant la mesure de chocs de prix pétrolier à la régression.

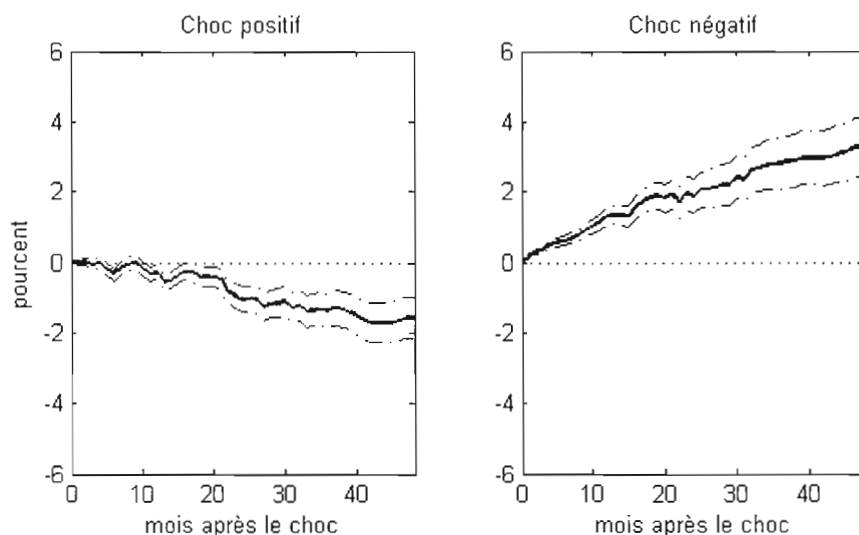


Figure 3.14 - Sentiers de réponse des salaires nominaux lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

La forme de ces deux sentiers de réponse est presque qu'identique à celle des deux premiers. Le sentier de réponse pour le choc positif suit une pente descendante jusqu'à  $-1,6\%$ , alors que le sentier de réponse pour le choc négatif suit une pente ascendante jusqu'à  $3,3\%$ . Les maximums et les minimums des sentiers de réponse avec et sans les chocs de prix pétroliers sont très proches.

Contrairement aux deux indices de prix étudiés, les salaires nominaux semblent révéler de l'asymétrie lorsque surviennent des chocs monétaires.

### 3.5 Le taux de chômage

Nous effectuons maintenant la régression des deux types de chocs monétaires sur le taux de chômage. Puisque nous avons utilisé la différence de logarithme du taux de chômage pour la régression, les sentiers de réponse affichent la variation en pourcentage du taux de chômage après un choc monétaire. Le choix du nombre de retards pour les variables de la régression sur la différence de log du taux de chômage

s'effectue de la même manière que pour les agrégats précédents. Nous regardons les résultats du test de Breusch-Godfrey pour une estimation de la régression contenant de vingt à quarante-six retards pour les trois variables. Nous pouvons rejeter l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs à partir de trente-huit retards. En regardant le tableau du test de Breusch-Godfrey pour un ratio de  $n/h$  égal à  $2/3$ ,  $n$  étant le nombre de retards du taux de chômage et  $h$  étant le nombre de retards pour les chocs monétaires, nous remarquons que nous pouvons rejeter l'hypothèse d'autocorrélation pour vingt-cinq retards pour la taux de chômage et trente-huit pour les chocs. Toutefois, le tracé du sentier de réponse pour cette spécification n'est pas possible puisque la matrice de variance-covariance est singulière. Ainsi, nous ne pouvons pas obtenir d'intervalle de confiance. Nous retenons donc la première spécification, même si la deuxième aurait pu nous permettre d'éliminer treize coefficients. Nous traçons les deux sentiers de réponse se rattachant à cette régression pour quarante-huit périodes.

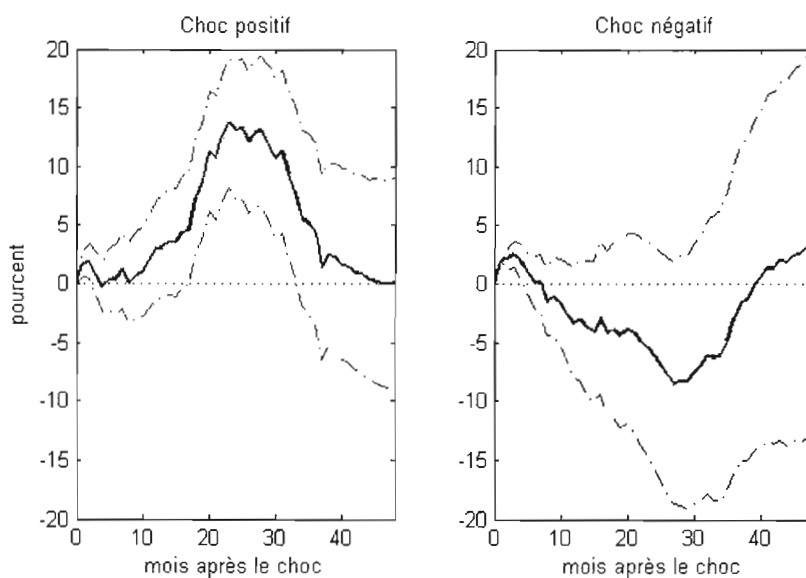


Figure 3.15 - Sentiers de réponse du taux de chômage sans la mesure de chocs pétroliers

Nous remarquons que seul le sentier de réponse du choc positif est statistiquement significatif. Ainsi, un choc monétaire positif semble entraîner le taux de chômage vers le haut pour les vingt-trois premières périodes, où il atteint un maximum de 13.7, pour ensuite revenir vers zéro pour les périodes subséquentes. Le sentier s'affiche significatif entre les dix-septième et trente-deuxième périodes. Le sentier de réponse pour le choc négatif débute par une bosse vers le haut et cesse d'être significatif à la troisième période. Un minimum de  $-8.2$  est atteint au vingt-septième retard. Les sentiers ne sont pas modifiés de façon significative avec l'ajout de la mesure de chocs du prix réel du pétrole à la régression sur le taux de chômage.

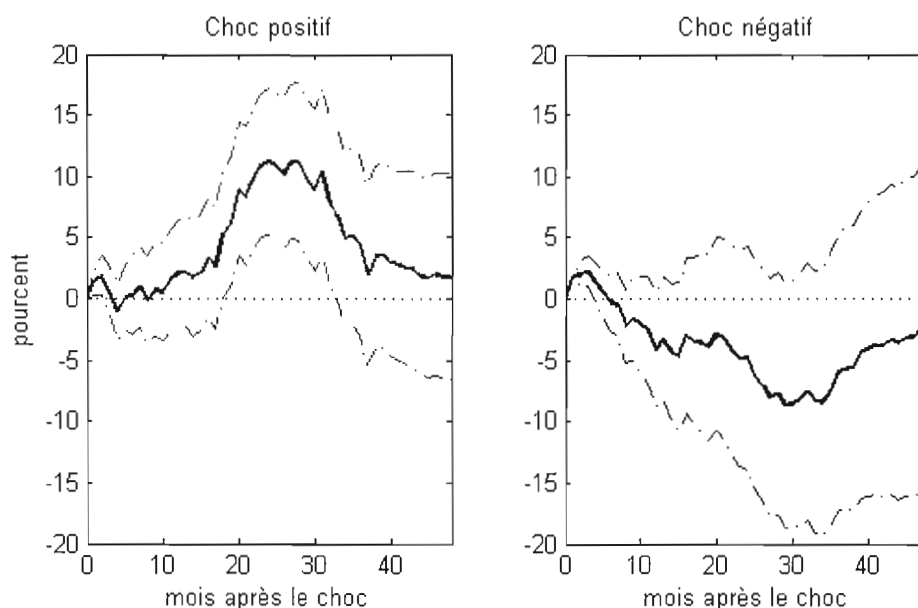


Figure 3.16 - Sentiers de réponse du taux de chômage  
lorsque la mesure de chocs pétroliers est incluse

Le sentier de réponse pour le choc positif atteint un maximum de 11,2 à la vingt-quatrième période et paraît significatif entre la dix-huitième et la trente-deuxième période. Le sentier de réponse pour le choc négatif affiche une bosse vers le haut pendant les six premières périodes avant de descendre vers un minimum de  $-8,7$

à la vingt-neuvième période. Ce sentier demeure encore non significatif durant la totalité de son tracé.

Le taux de chômage semble être l'agrégat étant le plus touché par les effets asymétriques des chocs monétaires. Un choc expansionniste ne semble pas affecter le taux de chômage, alors qu'un choc restrictif le fait augmenter durant plusieurs mois. Les sentiers de réponse transmettent bien ce message.

### **3.6 Sentiers de réponse du choc de prix pétrolier**

Nous présentons maintenant les sentiers de réponse obtenus pour les chocs de prix pétrolier. À la suite d'une étude des chocs pouvant affecter l'économie américaine, nous avons isolé les variations du prix réel du pétrole comme source potentielle de chocs. Nous avons donc incorporé cette source de chocs dans chaque régression afin d'éviter un biais de variable omise. Nous pouvons maintenant profiter de ces coefficients pour avoir un aperçu de l'effet des chocs de prix pétrolier sur l'économie américaine. Rappelons que le nombre de coefficients utilisé pour ce choc est le même que celui utilisé pour les autres variables indépendantes, soit trente-quatre pour les séries mensuelles et douze pour les séries trimestrielles. De plus, la série de la variation du prix du pétrole contient des variables positives et négatives, ce qui équivaut à dire que nous considérons que les chocs ont des effets symétriques. Cette hypothèse nous permet de restreindre le nombre de coefficients inclus dans chaque régression.

#### **3.6.1 La production et ses composantes**

Nous présentons dans la figure 3.17 la fonction de réaction de la production à un choc de prix pétrolier positif.

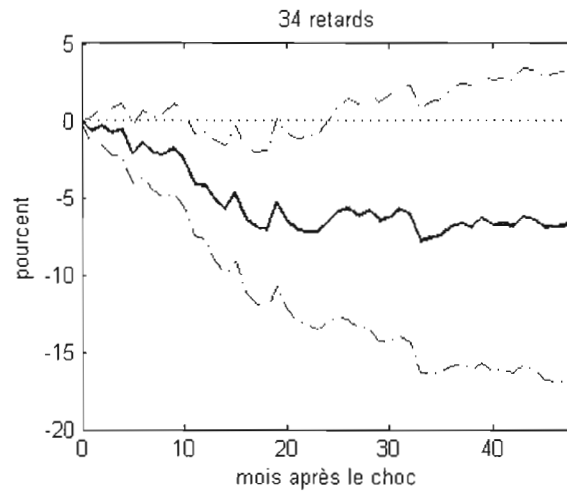


Figure 3.17 - Sentier de réponse de la production à un choc de prix pétrolier

Nous remarquons qu'un choc positif, soit une augmentation du prix du pétrole, a tendance à ralentir la production, le sentier étant significatif durant treize périodes. Un minimum de  $-7,8$  est atteint après trente-trois périodes. Regardons maintenant l'effet de ce choc sur les différentes composantes de la production. L'effet des prix du pétrole sur la consommation est présenté dans la figure 3.18.

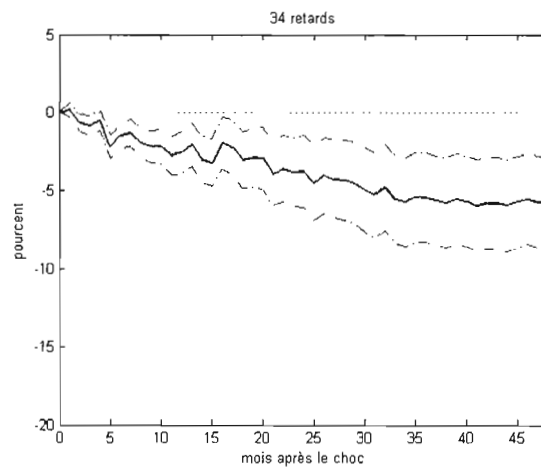


Figure 3.18 - Sentier de réponse de la consommation à un choc de prix pétrolier

Nous constatons que ce sentier est significatif durant les quarante-quatre dernières périodes, laissant présager qu'une augmentation du prix du pétrole entraîne un ralentissement de la croissance de la consommation. Le déclin de la consommation se conclut à  $-5,8$  après quarante-huit périodes. Les résultats pour l'investissement sont présentés dans les figures 3.19 et 3.20.

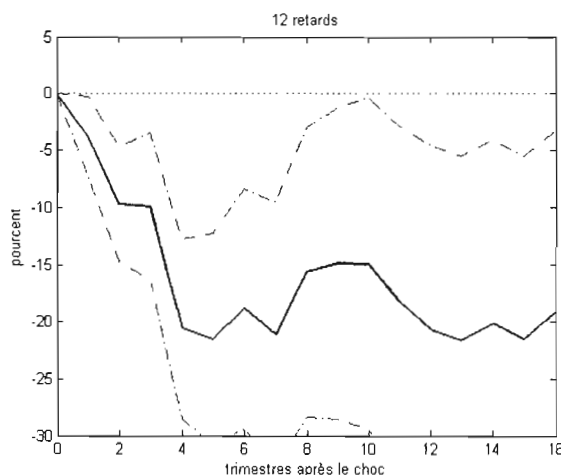


Figure 3.19 - Sentier de réponse de l'investissement à un choc de prix pétrolier

Encore une fois, nous remarquons qu'une augmentation du prix du pétrole entraîne une diminution de la croissance de l'investissement, le sentier étant significatif sur la totalité de son tracé. Le ralentissement de l'investissement est très significatif et beaucoup plus prononcé que dans le cas de la production et de la consommation. Ceci peut expliquer la volatilité plus élevée de l'investissement par rapport à la consommation.



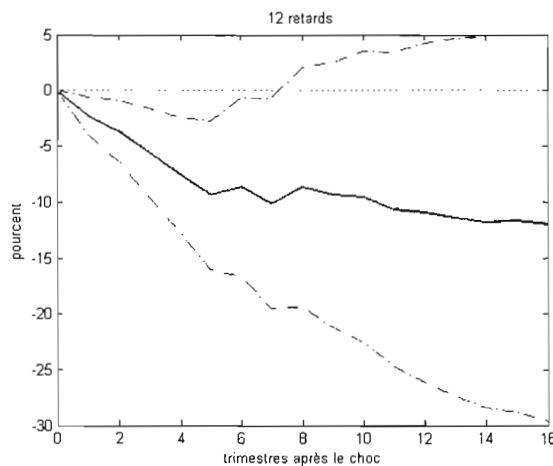


Figure 3.20 - Sentier de réponse de l'investissement fixe à un choc de prix pétrolier

Le ralentissement de l'investissement suivant une hausse du prix relatif du pétrole est également confirmé par la réponse de l'investissement fixe, qui baisse de façon significative suivant une hausse des prix du pétrole, mais n'atteint pas la même amplitude que l'investissement.

### 3.6.2 Les prix et les salaires

Nous nous tournons maintenant l'effet des variations des prix du pétrole sur l'indice des prix à la production.

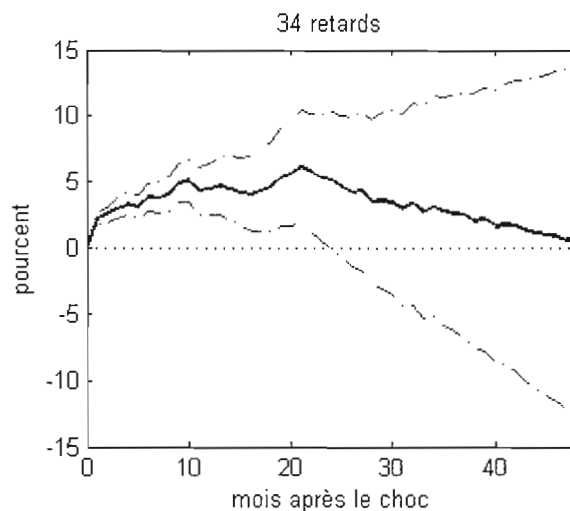


Figure 3.21 - Sentier de réponse de l'IPP à un choc de prix pétrolier

Nous remarquons que le niveau général des prix à la production augmente suivant une hausse du prix du pétrole, et que cette hausse est à la fois significative et assez persistante. L'effet d'une augmentation du prix du pétrole atteint son apogée après vingt-et-une périodes, avec 6,2 %. Cet effet est attendu puisque le pétrole constitue un intrant dans la production et aussi dans le coût de transport des marchandises.

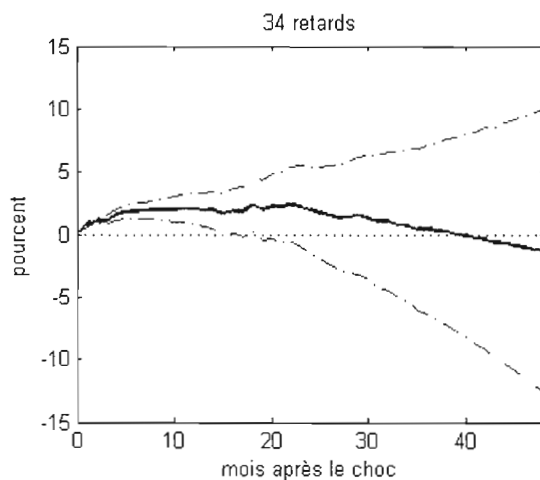


Figure 3.22 - Sentier de réponse de l'IPC à un choc de prix pétrolier

L'effet sur l'ajustement de l'IPC est comparable à celui sur l'IPP, bien que l'ajustement soit moindre quantitativement. La hausse maximale est de 2,4 % après vingt-deux périodes. Le sentier est significatif durant les quinze premières périodes. Les résultats pour les salaires nominaux sont présentés dans la figure 3.23.

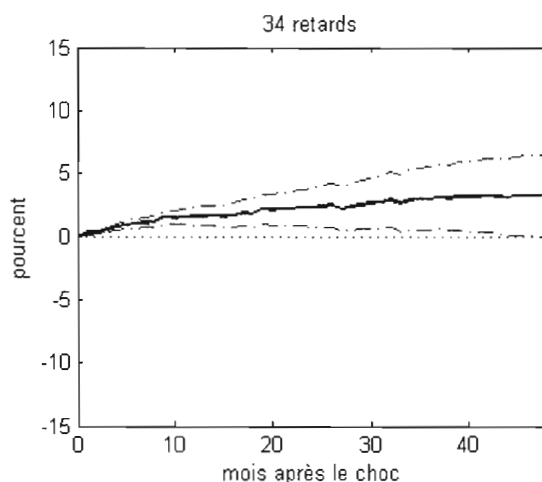


Figure 3.23 - Sentier de réponse des salaires nominaux à un choc de prix pétrolier

Le maximum atteint est de 3,3 % à la fin des quarante-huit périodes et le sentier demeure significatif durant presque la totalité de son tracé. Tout comme lorsqu'il était question des chocs monétaires, les salaires nominaux semblent réagir aux variations de prix du pétrole de façon très lisse, s'ajustant graduellement durant les quatre années suivant le changement.

De manière générale, un choc positif du prix du pétrole semble ralentir la croissance de l'économie, puisque l'effet de ce choc est significatif pour la production, la consommation, l'investissement et l'investissement fixe. De plus, les prix et les salaires semblent augmenter au cours des quelques années suivant le choc.

### 3.7 Analyse des résultats de l'effet des chocs monétaires

La présentation des sentiers de réponse obtenus à la suite d'un choc monétaire positif et négatif d'un point de pourcentage sur différents agrégats nous permet d'évaluer de façon graphique s'il y a présence d'effets asymétriques des chocs monétaires au sein de l'économie américaine<sup>12</sup>. Le diagnostic s'appuie sur la comparaison du nombre de périodes pendant lesquelles chaque sentier est significatif et sur les maximums et minimums atteints de part et d'autre.

#### 3.7.1 La production et ses composantes

Les sentiers de réponse de la production et de ses composantes, la consommation, l'investissement et l'investissement fixe, suivent tous un tracé semblable, où le sentier du choc positif se concentre dans la partie négative du graphe et le sentier du choc négatif, dans la partie positive. Bref, la production et l'investissement affichent des sentiers positifs significatifs pour un plus grand nombre de périodes que les sentiers négatifs. Ce n'est pas le cas pour la consommation et l'investissement fixe.

De plus, si on regarde les maximums et les minimums qu'atteignent les sentiers de réponse, les minimums des sentiers positifs sont en général plus grands que les maximums des sentiers négatifs. Ainsi, nous pouvons affirmer que la production affiche clairement de l'asymétrie à la suite de chocs monétaires. L'investissement semble prendre la même avenue, mais de façon plus légère. Les sentiers de la consommation et de l'investissement fixe ne nous permettent pas de tirer les mêmes conclusions avec certitude.

---

<sup>12</sup> Nous avons effectué des tests de Wald sur la somme des coefficients positifs par rapport à la somme des coefficients négatifs des différentes régressions, mais le nombre élevé de délais utilisé pour chaque série nous donne des résultats peu concluants.

### 3.7.2 Les prix et les salaires

De manière générale, l'effet des chocs monétaires sur les prix semble survenir environ deux ans après le choc. Lorsque nous regardons les sentiers de réponse pour l'indice des prix à la production des biens finaux, nous concluons que l'effet n'est pas significatif pour les deux premières années, puis il se dirige vers le bas pour le choc positif, et vers le haut pour le choc négatif. Les sentiers pour l'IPC affichent toutefois une anomalie. En effet, le sentier négatif prend la forme d'un U alors que nous ne nous attendions pas à ce que l'effet soit significatif durant les deux premières années. Cet effet paraît difficilement explicable à première vue. De façon intéressante, les salaires suivent des pentes douces plutôt linéaires, s'ajustant graduellement après un choc monétaire.

Globalement, les sentiers de réponse nous révèlent que la rigidité salariale vers le bas est plus considérable que la rigidité des prix vers le bas. Cette rigidité des salaires nominaux vers le bas s'avère conforme aux résultats de Khan (1997) obtenus avec des micro-données sur les salaires. Ainsi, les employeurs ne semblent pas aussi enclins à diminuer les salaires après un choc monétaire positif qu'à les augmenter à la suite d'un choc monétaire négatif. Cette conclusion nous amène à porter un œil attentif à la réaction du taux de chômage aux chocs monétaires, puisque les mises à pied constituent une alternative à la baisse des salaires au sein d'une entreprise.

### 3.7.3 Le taux de chômage

Nous avons décelé une asymétrie dans l'ajustement du taux de chômage après un choc monétaire. L'amplitude du sentier de réponse après un choc positif nous offre un argument clair en faveur de l'asymétrie.

Les rigidités salariales détectées précédemment semblent se répercuter sur l'emploi, si on en juge par l'asymétrie présente dans la réponse du taux de chômage

aux chocs monétaires. Dans l'ensemble, les résultats obtenus à l'aide des sentiers de réponse suggèrent que le marché du travail semble être le foyer de l'asymétrie des chocs monétaires, les salaires nominaux et le taux de chômage répondant de façon asymétrique aux chocs monétaires.

## CONCLUSION

En s'inspirant de la méthodologie des sentiers de réponse utilisée par Romer et Romer (1994, 2004), nous avons étudié les effets de la politique monétaire non anticipée sur différents agrégats économiques, en concentrant notre attention sur la présence ou non d'asymétrie entre les effets des chocs positifs et des chocs négatifs. L'utilisation de données mensuelles pour tous les agrégats sauf l'investissement a permis une étude plus approfondie des effets macroéconomiques des chocs monétaires, puisque les études précédentes considéraient des données trimestrielles ou annuelles.

Nous avons tout d'abord considéré la production et ses composantes, soit la consommation, l'investissement et l'investissement fixe. À l'aide de la mesure de chocs monétaires récemment élaborée par Romer et Romer (2004), nous avons effectué sur chaque agrégat une régression des chocs monétaires retardés, des chocs de prix réels du pétrole et de l'agrégat retardé afin d'obtenir les coefficients qui nous ont permis de tracer deux sentiers de réponse et leur intervalle de confiance : l'un pour l'effet des chocs monétaires positifs et l'autre pour l'effet des chocs monétaires négatifs. La comparaison de ces deux sentiers de réponse nous a permis de conclure qu'un choc positif ralentirait la croissance de la production réelle, de la consommation réelle, de l'investissement réel et de l'investissement fixe réel. À l'opposé, un choc négatif stimulerait la croissance de ces quatre agrégats. Après une évaluation du nombre de périodes où chaque sentier est significatif et des points extrêmes de chaque sentier, nous pouvons conclure que les chocs monétaires ont un effet asymétrique sur la production réelle et l'investissement réel. Toutefois, l'évaluation des sentiers de réponse ne nous permet pas de tirer les mêmes conclusions pour la consommation réelle et l'investissement fixe réel.

Ensuite, nous avons refait le même exercice sur les prix et les salaires nominaux. L'examen des sentiers de réponse nous permet de conclure que l'indice des prix à la

production des biens finaux réagit peu aux chocs monétaires pour les deux années suivant le choc, puis augmente après un choc expansionniste. On obtient l'effet opposé suivant un choc restrictif. L'indice des prix à la consommation donne un effet inattendu, puisque les prix semblent réagir immédiatement après un choc positif. Cet élément représente une anomalie. L'observation des sentiers liés à la croissance des salaires nominaux nous offre une conclusion plus tranchée. Le sentier du choc positif demeure peu significatif pour les vingt premiers mois. De plus, la comparaison des deux sentiers laisse présager qu'un choc expansionniste stimule plus la croissance des salaires qu'un choc restrictif ne peut la ralentir. Nous ne pouvons pas tirer les mêmes conclusions pour l'IPP et l'IPC.

Enfin, nous avons tenté l'exercice sur le taux de chômage. Les sentiers de réponse obtenus révèlent clairement qu'un choc monétaire positif augmente le taux de chômage de façon significative, alors qu'un choc monétaire négatif n'entraîne qu'un effet limité sur les trois premiers mois.

Les deux séries dépeignant le marché du travail, soit les salaires nominaux et le taux de chômage, affichent clairement la présence d'asymétrie après un choc monétaire. Toutefois, sur le marché des biens et services, on détecte moins d'asymétrie. Ceci nous laisse conclure que le marché du travail semble être le foyer de l'asymétrie de l'effet de la politique monétaire.

Nous avons, par la même occasion, estimé le sentier de réponse de chaque agrégat à la suite d'une variation du prix du pétrole. Cet exercice nous a permis de confirmer le choix de ce type de choc, puisqu'une augmentation du prix du pétrole semble avoir un effet significatif sur l'ensemble des agrégats. Dans tous les cas, une augmentation du prix du pétrole entraîne un ralentissement, soit par une diminution de la production et de ses composantes, soit par une augmentation du niveau des prix et des salaires.

Il s'avère important de souligner que l'utilisation d'une mesure des chocs de prix réel du pétrole n'a changé que de façon limitée le tracé des sentiers de réponse. De plus, le choix du nombre de retards des variables explicatives constitue un second élément qui n'entraîne pas de changement notable au sein des sentiers de réponse, puisque la



comparaison des sentiers présentés dans ce mémoire avec des sentiers dont le nombre de retards est plus élevé ne nous a pas permis de conclure que ces sentiers étaient différents.

Bien que l'usage de sentiers de réponse nous ait apporté un argument visuel pour confirmer la présence d'effets asymétriques de la politique monétaire non anticipée, les sentiers de réponse et leur intervalle de confiance ne se révèlent pas être des outils économétriques précis. En effet, le nombre important de coefficients nécessaire à la construction des sentiers de réponse engendre de l'incertitude qui pourrait être atténuée par l'application d'autres types de tests nécessitant moins de coefficients, comme certains auteurs l'ont déjà fait (Ball et Mankiw, 1992; Cover, 1992; Morgan, 1993; Rhee et Rich, 1995; Macklem, Paquet et Phaneuf, 1996; Weise, 1999; Senda, 2001). Des tests de Wald ont été réalisés sur la spécification actuelle des régressions sans grand succès, puisque le nombre de délais inclus dans chaque régression est trop élevé. Ainsi, notre analyse pourrait être refaite à l'aide d'une autre méthodologie en conservant la nouvelle mesure de chocs et la série de chocs du prix réels pétroliers. Aussi, nous avons arrêté notre échantillon à décembre 1996, restriction provenant de la mesure de chocs monétaires utilisée. Il serait intéressant de refaire l'exercice jusqu'en 2006 lorsque les auteurs de la mesure l'auront allongée, afin de vérifier s'il subsiste encore de l'asymétrie à la fin des années quatre-vingt-dix et au début du vingtième siècle.

## APPENDICE A

### LISTE DES TABLES DES TESTS DE BREUSCH-GODFREY (LM)

Table A.1  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour la production

n/h	Test à 2 retards	Test à 3 retards	Test à 4 retards	Test à 12 retards
20	1.3257	0.8863	0.9201	1.2595
22	2.2343	1.6596	1.3845	0.9649
24	0.7939	1.0341	1.0534	0.8523
26	0.8653	1.1063	0.8379	0.9024
28	0.4330	0.3337	0.6083	1.2361
30	0.4214	0.2955	0.2247	1.0355
32	0.7376	1.9645	2.7991**	1.3947
34	0.1815	0.1786	0.7902	1.3065
36	0.2436	0.1621	0.1549	0.5734
38	0.5708	0.4027	0.3126	0.4315
40	0.6130	0.4669	0.4214	0.4367
42	0.0918	0.6711	1.1043	0.8192
44	2.8944*	2.0087	1.5353	1.3897
46	1.7790	1.5055	1.2433	1.2720

Note \*, \*\* et \*\*\* désignent les seuils de signification à 0,10, 0,05 et 0,01 respectivement.

Table A.2  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour la production  
Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards de la production sur le choc

n/h	Test à 2 retards	Test à 3 retards	Test à 4 retards	Test à 12 retards
18/27	1.1938	0.9602	0.8229	0.8564
19/29	0.6566	0.4650	0.4132	0.5251
20/30	0.5735	0.3944	0.4163	0.7276
21/32	1.5643	2.5697*	2.1282*	0.9492
22/33	3.0624**	2.0440	1.7725	0.9629
23/35	3.5726**	2.5098*	1.9829*	1.9925**
24/36	3.3630**	2.2918*	1.7473	1.6826*
25/38	0.1484	0.1974	0.4564	0.7147
26/39	0.2457	0.3021	0.3265	0.8013
27/41	0.1974	0.4825	0.4851	1.2909
28/42	0.1116	0.1114	0.2493	1.7770*
29/44	1.9743	1.3103	0.9774	1.4842
30/45	0.9358	0.6914	0.5203	2.0205**
31/47	1.8266	3.2669**	2.8163**	2.9221***
32/48	1.1181	1.4354	1.3046	2.0633**

Table A.3  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour la consommation

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>	<b>Test à 12 retards</b>
20	0.6887	1.1543	3.3562**	1.8581**
22	0.4926	0.9413	2.6223**	1.9979**
24	0.5610	1.9760	1.5985	1.3885
26	1.8275	1.5160	1.1411	1.1881
28	1.3609	0.9368	1.2130	1.1693
30	0.7214	0.4807	0.5891	0.8015
32	0.0073	0.0711	0.0559	0.6665
34	1.3111	1.0683	0.8012	0.7280
36	0.4728	0.5695	0.5414	1.0819
38	0.2022	0.4849	0.5375	0.7606
40	0.6769	1.0398	1.2668	1.2123
42	1.8924	1.3600	1.3135	1.2192
44	0.2232	0.1489	0.2243	0.6024
46	0.8006	0.5351	0.4310	1.0520

Table A.4  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour la consommation  
Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards de la consommation sur le choc

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>	<b>Test à 12 retards</b>
18/27	0.7869	0.6719	0.5922	0.9738
19/29	0.1515	1.0923	0.8295	1.4112
20/30	0.4778	0.4869	0.4555	1.4011
21/32	0.7186	0.6487	0.7614	0.9849
22/33	1.0925	1.3672	1.3927	1.0338
23/35	0.1012	0.2882	0.6733	0.9338
24/36	0.7755	1.1137	0.8454	1.0939
25/38	0.4345	1.1239	0.8408	1.0048
26/39	0.5230	1.9069	1.4321	1.1691
27/41	0.3731	1.6282	1.9463	1.6712**
28/42	0.2547	0.3555	0.3083	0.9089
29/44	0.2683	0.4512	0.8222	1.2601
30/45	0.4542	0.6132	0.5759	0.9586
31/47	0.2314	0.1911	0.1454	1.2515
32/48	0.8110	1.0531	0.8284	0.9571

Table A.5  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'investissement

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>
6	3.5412**	4.0621***	3.0610**
7	0.9119	1.2983	1.0764
8	1.5380	1.4342	1.0629
9	0.3051	0,7884	0.8197
10	2.6689*	2.1620*	1.6091
11	1.0313	1.3335	1.0597
12	0.8262	0.9442	1.0560
13	1.1701	1.2644	1.2116
14	1.7305	2.7145*	2.3022*
15	2.7939*	3.2533**	2.5194*

Table A.6  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'investissement  
Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards de l'investissement sur le choc

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>
6/9	0.0214	0.0920	0.3507
7/11	3.0310*	2.2410*	2.2155*
8/12	0.3846	0.6618	0.8314
9/14	2.4312*	3.0881**	2.2811*
10/15	4.0220**	4.1519***	3.0672**

Table A.7  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'investissement fixe

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>
6	0.3380	0.2807	1.0041
7	4.0332**	3.3680**	3.5004**
8	3.0330*	2.4343*	1.8096
9	1.6736	1.3390	1.0059
10	0.3932	1.1320	0.8736
11	0.4123	2.0154	1.5715
12	0.5024	0.8079	0.6158
13	0.3844	0.4441	0.8874
14	0.8588	1.1269	0.9766
15	0.2911	1.4563	1.6309

Table A.8  
 Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'investissement fixe  
 Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards de l'investissement sur le choc

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>
6/9	3.8850**	2.6722*	2.5427**
7/11	2.5858*	1.8714	1.3865
8/12	1.2923	0.8894	1.4222
9/14	0.8095	2.7111*	2.0620*
10/15	0.1252	2.1713	2.1254*

Table A.9  
 Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'indice des prix à la production

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>	<b>Test à 12 retards</b>
20	0.8268	0.5501	0.4112	0.3546
22	0.3297	0.4630	0.9385	0.8909
24	3.6184**	3.8598**	3.1963**	1.5527
26	1.4873	1.0350	1.0740	1.1195
28	1.3913	1.3894	3.1600**	1.8277**
30	0.3059	0.2405	1.7860	1.6211*
32	1.2286	0.8378	0.6489	0.7182
34	0.6919	1.3445	1.6108	0.9385
36	0.2384	0.1995	1.0579	1.3083
38	0.0758	0.1376	0.1061	1.8888**
40	1.4142	0.9389	0.7004	1.1808
42	0.0123	0.1662	0.1863	1.0351
44	0.3827	0.6173	0.5233	0.6591
46	3.1766**	2.3141*	1.9215	1.0902

Table A.10  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'indice des prix à la production  
Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards du prix sur le choc

n/h	Test à 2 retards	Test à 3 retards	Test à 4 retards	Test à 12 retards
18/27	0.7144	0.8597	1.9535	1.4800
19/29	3.2362**	2.5457*	3.2860**	1.6730*
20/30	0.4919	0.3303	1.8514	1.2055
21/32	0.6976	0.5206	0.5796	0.4704
22/33	0.3675	0.2793	0.3755	0.5796
23/35	1.1331	0.9150	1.1749	1.2610
24/36	0.3889	0.6805	1.5011	1.4867
25/38	0.2049	0.1718	0.3046	1.7129*
26/39	2.9875*	2.2430*	1.7007	2.5514***
27/41	1.1338	0.9313	0.9034	1.6139*
28/42	0.2061	0.2038	0.2100	1.0229
29/44	0.1578	0.1118	0.0947	0.6301
30/45	0.2624	0.2088	0.1594	0.1712
31/47	0.6580	0.7672	0.5739	0.8669
32/48	4.3219**	2.8644**	2.3679*	1.1997

Table A.11  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'indice des prix à la consommation

n/h	Test à 2 retards	Test à 3 retards	Test à 4 retards	Test à 12 retards
20	5.2979***	4.1699***	3.1620**	1.8765**
22	0.6472	2.5990*	3.5239***	2.4454***
24	11.5344***	13.7969***	10.4370***	3.9860***
26	0.9743	0.7514	0.9295	1.5034
28	0.7567	0.5676	0.4525	1.0602
30	0.2113	0.1939	1.0396	1.0714
32	1.0764	0.9539	1.0764	0.9847
34	0.3647	1.2654	1.1707	0.9440
36	0.9542	0.7079	0.8639	1.0007
38	0.1848	0.3018	0.8840	1.2423
40	0.0448	1.8781	1.4012	1.4423
42	0.8617	3.0811**	3.1741**	2.2634**
44	0.1908	0.7746	1.1515	2.3693***
46	0.2399	0.2956	0.3811	1.0288

Table A.12  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour l'indice des prix à la consommation  
Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards du prix sur le choc

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>	<b>Test à 12 retards</b>
18/27	0.0923	0.0661	0.4278	0.7400
19/29	0.4277	0.7010	1.3906	1.0588
20/30	0.7990	0.8056	0.7514	0.8367
21/32	1.2017	1.5436	1.2952	1.1120
22/33	0.5208	0.5948	0.8611	1.0483
23/35	0.3932	0.8595	0.6417	0.9255
24/36	0.3855	0.2926	0.8407	0.9311
25/38	0.0998	0.0984	0.6780	1.9015**
26/39	0.2173	0.2539	1.2571	1.9683**
27/41	0.8676	1.9947	1.8958	2.2246**
28/42	0.7916	2.2180*	2.0032*	2.1730**
29/44	1.8448	1.6116	1.3549	1.5193
30/45	1.4390	0.9584	0.7287	0.9942
31/47	0.4939	0.3747	0.2799	0.7672
32/48	0.5160	0.3440	0.5149	0.6522

Table A.13  
Test LM d'autocorrélation des erreurs pour le salaire nominal

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>	<b>Test à 12 retards</b>
20	1.7871	1.4415	1.1309	1.9425**
22	3.8530**	3.3564**	4.7743****	2.3260***
24	2.5608***	2.2421***	1.7802	2.1478**
26	0.4517	0.5028	0.3770	1.3359
28	1.9266	1.2880	1.2936	1.5705
30	2.4148*	2.0490	1.5729	2.0166**
32	0.7542	0.7685	2.2705**	2.9296***
34	0.4096	0.5078	0.3914	1.1691
36	0.5923	2.3103*	1.8553	1.5068
38	1.2512	1.0172	0.8760	1.3579
40	1.7194	1.5809	1.4108	1.2206
42	1.3724	1.6739	1.2845	0.9526
44	1.1494	2.0848	1.5800	1.1866
46	0.8588	0.7809	0.5930	1.4831



Table A.14  
 Test LM d'autocorrélation des erreurs pour le salaire nominal  
 Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards du salaire sur le choc

n/h	Test à 2 retards	Test à 3 retards	Test à 4 retards	Test à 12 retards
18/27	1.2077	2.4718*	1.8935	2.6965***
19/29	0.9541	1.9730	1.4739	2.6837***
20/30	0.1863	0.9635	0.8701	1.7055*
21/32	0.2578	0.1826	3.5186***	2.6164***
22/33	0.5427	0.5241	2.6848	2.3941
23/35	5.3061***	3.5221**	3.7592***	2.5959***
24/36	3.7257**	3.1819**	2.4014*	2.0405**
25/38	0.2677	0.5406	1.0048	2.4744***
26/39	0.9607	2.1624*	1.6849	2.3348***
27/41	0.4448	0.9764	0.8858	2.0177**
28/42	1.7200	1.2430	1.0025	1.7126*
29/44	0.8879	1.1183	0.8558	1.5340
30/45	1.5324	1.0228	0.9053	1.2200
31/47	1.5887	1.1000	0.9555	1.8351**
32/48	4.9677***	3.6957**	3.0315**	2.3368***

Table A.15  
 Test LM d'autocorrélation des erreurs pour le taux de chômage

n/h	Test à 2 retards	Test à 3 retards	Test à 4 retards	Test à 12 retards
20	1.4321	1.5531	1.5458	1.7095*
22	1.6831	1.3698	1.0480	0.8773
24	0.5414	3.5282**	2.7013**	1.0603
26	0.3510	0.5417	0.4766	0.6754
28	0.1224	0.2927	0.2863	0.4106
30	0.0598	0.2554	0.2918	0.9720
32	1.5133	1.4586	1.2355	2.2380**
34	0.5057	1.5933	1.2050	1.2931
36	6.5381***	5.1334**	3.9720***	1.6509*
38	0.7747	0.6446	1.6052	1.4969
40	1.1537	0.8273	1.2657	1.6481*
42	0.4458	0.3499	0.3353	1.2047
44	1.8729	1.8917	1.4130	1.8917**
46	0.7579	0.6328	0.8220	0.9587

Table A.16  
 Test LM d'autocorrélation des erreurs pour le taux de chômage  
 Pour un ratio de 2/3 pour le nombre de retards du taux de chômage sur le choc

<b>n/h</b>	<b>Test à 2 retards</b>	<b>Test à 3 retards</b>	<b>Test à 4 retards</b>	<b>Test à 12 retards</b>
18/27	0.8918	0.7367	0.6089	0.5525
19/29	0.0730	0.0487	0.1388	1.2314
20/30	0.2937	0.6157	0.6031	1.7374**
21/32	1.2383	2.5300*	1.9812*	2.8648***
22/33	0.5771	1.7248	2.0486*	2.4612***
23/35	0.6488	2.4398*	2.6982**	1.5217
24/36	0.1783	2.6707**	2.4608**	0.9671
25/38	0.9212	0.6239	0.7248	1.0268
26/39	0.1627	0.3770	0.7080	1.0345
27/41	1.7145	1.1717	0.8896	1.2330
28/42	0.1692	0.4709	0.4174	1.1855
29/44	0.6356	0.8606	0.7697	1.4341
30/45	0.1550	0.1057	0.1027	1.2331
31/47	2.7933*	2.1872*	1.9799*	0.8560
32/48	2.9454*	3.5725**	3.8223***	1.5036

## APPENDICE B

### Liste des tables des coefficients des régressions

Table B.1  
L'effet des chocs monétaires sur la production réelle

Retard	Production		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.0731	0.0688	-0.0061	0.0043	0.0061	0.0034
2	-0.0151	0.0695	-0.0017	0.0048	0.0078	0.0036
3	0.0811	0.0697	0.0006	0.0046	-0.0047	0.0036
4	0.0466	0.0698	0.0031	0.0046	-0.0042	0.0037
5	0.0225	0.0699	-0.0035	0.0046	-0.0050	0.0037
6	-0.0207	0.0694	-0.0024	0.0045	0.0003	0.0038
7	-0.0053	0.0692	-0.0017	0.0046	-0.0029	0.0038
8	0.0004	0.0687	-0.0012	0.0046	-0.0030	0.0039
9	0.0132	0.0685	0.0025	0.0046	-0.0032	0.0039
10	-0.0647	0.0681	-0.0030	0.0046	-0.0003	0.0039
11	0.0469	0.0685	-0.0007	0.0046	0.0014	0.0040
12	0.2271	0.0689	0.0034	0.0045	-0.0063	0.0039
13	0.0033	0.0716	-0.0036	0.0043	-0.0012	0.0039
14	-0.2528	0.0702	-0.0015	0.0043	0.0009	0.0039
15	-0.1331	0.0716	0.0031	0.0044	-0.0007	0.0041
16	-0.0598	0.0702	-0.0012	0.0045	0.0050	0.0041
17	0.0980	0.0716	-0.0022	0.0044	0.0001	0.0041
18	0.0686	0.0738	-0.0084	0.0044	0.0022	0.0041
19	-0.0288	0.0762	-0.0039	0.0044	0.0010	0.0041
20	0.0308	0.0765	-0.0009	0.0044	-0.0020	0.0041
21	-0.0249	0.0761	-0.0028	0.0043	0.0009	0.0039
22	-0.0154	0.0751	-0.0053	0.0043	-0.0003	0.0039
23	-0.0865	0.0720	0.0029	0.0044	-0.0063	0.0041
24	0.0748	0.0714	-0.0063	0.0043	0.0009	0.0041
25	-0.0747	0.0704	0.0002	0.0043	0.0003	0.0041
26	-0.0025	0.0706	0.0005	0.0044	0.0007	0.0040
27	-0.0412	0.0722	0.0035	0.0044	-0.0048	0.0040
28	-0.1175	0.0723	0.0007	0.0041	0.0067	0.0040
29	-0.0226	0.0727	0.0068	0.0040	-0.0067	0.0040
30	0.0379	0.0740	0.0021	0.0039	0.0036	0.0040
31	0.0820	0.0727	-0.0010	0.0039	-0.0026	0.0040
32	0.0856	0.0723	0.0011	0.0038	0.0001	0.0040
33	-0.0633	0.0727	0.0012	0.0038	-0.0018	0.0041
34	-0.0603	0.0727	0.0046	0.0037	0.0054	0.0039

Note :  $R^2 = 0,87$ ; D.W. = 1,99; s.e.e. = 0,009; N = 326.

La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.2  
L'effet des chocs monétaires sur la production réelle en incluant les chocs pétroliers

Retard	Production		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.0775	0.0755	-0.0041	0.0046	0.0046	0.0038
2	-0.0109	0.0752	-0.0053	0.0052	0.0069	0.0039
3	0.0669	0.0756	0.0033	0.0050	-0.0056	0.0040
4	0.0535	0.0758	0.0029	0.0050	-0.0038	0.0041
5	0.0069	0.0761	-0.0036	0.0050	-0.0065	0.0041
6	-0.0430	0.0766	-0.0010	0.0049	-0.0004	0.0041
7	0.0127	0.0766	-0.0023	0.0050	-0.0025	0.0042
8	0.0156	0.0758	-0.0006	0.0052	-0.0044	0.0044
9	-0.0029	0.0766	0.0021	0.0052	-0.0038	0.0044
10	-0.0800	0.0760	-0.0027	0.0052	0.0016	0.0044
11	0.0352	0.0772	-0.0017	0.0052	0.0027	0.0045
12	0.2444	0.0782	0.0047	0.0051	-0.0080	0.0044
13	0.0272	0.0814	-0.0047	0.0048	0.0000	0.0044
14	-0.2056	0.0791	-0.0018	0.0048	-0.0004	0.0045
15	-0.1202	0.0797	0.0016	0.0049	-0.0006	0.0047
16	-0.0912	0.0818	0.0000	0.0049	0.0038	0.0047
17	0.0934	0.0845	-0.0041	0.0049	0.0026	0.0046
18	0.1051	0.0850	-0.0060	0.0049	0.0002	0.0046
19	-0.0640	0.0844	-0.0034	0.0049	0.0016	0.0046
20	0.0188	0.0827	0.0013	0.0049	-0.0028	0.0046
21	-0.0200	0.0800	-0.0041	0.0048	0.0009	0.0044
22	-0.0132	0.0785	-0.0057	0.0048	0.0003	0.0044
23	-0.1087	0.0772	0.0055	0.0049	-0.0051	0.0045
24	0.1308	0.0772	-0.0076	0.0048	-0.0016	0.0046
25	-0.1210	0.0806	0.0003	0.0048	0.0016	0.0045
26	-0.0152	0.0805	-0.0029	0.0049	0.0022	0.0045
27	-0.0300	0.0788	0.0024	0.0049	-0.0033	0.0044
28	-0.1176	0.0801	0.0025	0.0046	0.0056	0.0044
29	0.0193	0.0809	0.0053	0.0044	-0.0066	0.0045
30	0.0204	0.0813	0.0029	0.0043	0.0020	0.0044
31	0.1043	0.0800	-0.0023	0.0043	-0.0035	0.0044
32	0.0580	0.0793	0.0009	0.0042	-0.0006	0.0044
33	-0.0221	0.0790	0.0017	0.0042	-0.0019	0.0045
34	-0.0730	0.0788	0.0057	0.0041	0.0054	0.0043

Note :  $R^2 = 0,89$ ; D.W. = 1,97; s.e.e. = 0,010; N = 326.

La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.3

L'effet des chocs monétaires sur la consommation réelle sans les chocs pétroliers

Retard	Consommation		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	-0.3074	0.0678	-0.0023	0.0024	0.0017	0.0019
2	-0.1260	0.0709	-0.0012	0.0026	-0.0008	0.0019
3	0.0026	0.0715	-0.0038	0.0026	0.0011	0.0019
4	0.0303	0.0708	0.0022	0.0026	-0.0012	0.0020
5	0.0318	0.0711	-0.0025	0.0026	-0.0012	0.0020
6	0.0440	0.0699	-0.0003	0.0026	-0.0046	0.0020
7	0.0297	0.0702	-0.0021	0.0026	-0.0024	0.0021
8	0.1484	0.0700	-0.0061	0.0026	-0.0035	0.0022
9	0.0910	0.0701	-0.0022	0.0026	0.0004	0.0022
10	0.0765	0.0702	0.0035	0.0026	-0.0029	0.0022
11	0.1127	0.0702	0.0004	0.0026	-0.0002	0.0022
12	0.0655	0.0704	0.0006	0.0025	0.0011	0.0022
13	-0.0694	0.0704	0.0013	0.0024	0.0004	0.0022
14	-0.1780	0.0704	0.0014	0.0024	-0.0040	0.0022
15	0.0155	0.0707	-0.0011	0.0024	-0.0009	0.0022
16	0.0414	0.0718	0.0002	0.0024	-0.0028	0.0023
17	-0.0431	0.0724	-0.0024	0.0024	0.0059	0.0022
18	-0.0213	0.0719	-0.0015	0.0024	0.0021	0.0023
19	0.0377	0.0725	-0.0020	0.0023	0.0017	0.0023
20	0.1069	0.0728	-0.0012	0.0024	0.0013	0.0023
21	-0.0502	0.0714	0.0048	0.0023	-0.0033	0.0022
22	0.0532	0.0708	-0.0022	0.0023	-0.0019	0.0023
23	0.0060	0.0708	0.0011	0.0023	0.0002	0.0023
24	-0.1035	0.0702	-0.0033	0.0023	0.0035	0.0023
25	-0.0138	0.0710	0.0018	0.0023	-0.0030	0.0023
26	-0.1189	0.0709	-0.0005	0.0023	0.0075	0.0023
27	-0.0080	0.0712	0.0025	0.0023	-0.0037	0.0023
28	-0.0027	0.0712	0.0018	0.0022	0.0034	0.0023
29	0.1257	0.0702	0.0038	0.0021	-0.0038	0.0024
30	-0.0089	0.0704	0.0000	0.0021	-0.0021	0.0023
31	-0.0984	0.0699	0.0029	0.0021	-0.0003	0.0024
32	-0.0057	0.0696	0.0019	0.0020	0.0001	0.0023
33	0.0975	0.0694	-0.0008	0.0020	0.0022	0.0023
34	0.0214	0.0668	0.0009	0.0020	0.0025	0.0022

Note :  $R^2 = 0,40$ ; D.W. = 2,01; s.e.e. = 0,005; N = 326.

La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.4  
L'effet des chocs monétaires sur la consommation réelle incluant les chocs pétroliers

Retard	Consommation		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	-0.3203	0.0733	-0.0013	0.0025	0.0020	0.0020
2	-0.1325	0.0761	-0.0017	0.0028	-0.0001	0.0021
3	-0.0781	0.0767	-0.0044	0.0028	-0.0002	0.0021
4	-0.0148	0.0759	0.0017	0.0028	0.0004	0.0021
5	0.0110	0.0759	-0.0012	0.0028	-0.0015	0.0021
6	0.02540	0.0749	-0.0021	0.0027	-0.0060	0.0022
7	0.0210	0.0754	-0.0035	0.0028	-0.0014	0.0022
8	0.1542	0.0756	-0.0052	0.0028	-0.0030	0.0024
9	0.0770	0.0772	-0.0024	0.0028	-0.0010	0.0024
10	0.0430	0.0768	0.0049	0.0028	-0.0034	0.0024
11	0.1420	0.0771	0.0001	0.0028	-0.0002	0.0024
12	0.0587	0.0772	0.0013	0.0027	-0.0001	0.0024
13	-0.0379	0.0767	0.0029	0.0026	-0.0013	0.0024
14	-0.1429	0.0763	0.0013	0.0026	-0.0046	0.0024
15	0.0029	0.0761	-0.0020	0.0026	0.0000	0.0025
16	0.0055	0.0774	0.0010	0.0026	-0.0023	0.0025
17	-0.0480	0.0785	-0.0020	0.0026	0.0052	0.0024
18	-0.0022	0.0778	-0.0028	0.0026	0.0026	0.0025
19	-0.0015	0.0782	-0.0026	0.0025	0.0024	0.0025
20	0.0464	0.0783	-0.0012	0.0026	0.0018	0.0025
21	-0.0871	0.0769	0.0050	0.0026	-0.0036	0.0024
22	0.0435	0.0768	-0.0033	0.0025	-0.0028	0.0024
23	0.0080	0.0768	-0.0001	0.0026	0.0008	0.0025
24	-0.1402	0.0764	-0.0046	0.0025	0.0036	0.0025
25	-0.0356	0.0769	0.0023	0.0025	-0.0044	0.0025
26	-0.1129	0.0761	-0.0006	0.0025	0.0069	0.0025
27	0.0364	0.0772	0.0020	0.0025	-0.0031	0.0025
28	-0.0609	0.0775	0.0030	0.0024	0.0023	0.0025
29	0.0824	0.0763	0.0039	0.0023	-0.0058	0.0025
30	0.0125	0.0736	-0.0015	0.0022	-0.0027	0.0025
31	-0.0984	0.0733	0.0028	0.0023	-0.0008	0.0025
32	-0.0300	0.0732	0.0031	0.0022	0.0000	0.0025
33	0.1388	0.0727	-0.0014	0.0022	0.0016	0.0025
34	0.0565	0.0706	-0.0008	0.0021	0.0024	0.0024

Note :  $R^2 = 0,51$ ; D.W. = 2,00; s.e.e. = 0,005; N = 326.  
La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.5  
L'effet des chocs monétaires sur l'investissement réel sans les chocs pétroliers

Retard	Investissement		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.0478	0.1160	0.0175	0.0176	-0.0032	0.0121
2	0.0475	0.1130	-0.0218	0.0183	-0.0232	0.0122
3	0.0851	0.1137	-0.0262	0.0189	-0.0086	0.0150
4	-0.0323	0.1129	-0.0284	0.0195	-0.0044	0.0151
5	-0.2052	0.1096	0.0149	0.0186	-0.0193	0.0152
6	0.0643	0.1087	0.0067	0.0186	-0.0126	0.0150
7	-0.0625	0.1098	-0.0125	0.0187	0.0340	0.0151
8	-0.0472	0.1077	-0.0245	0.0194	0.0014	0.0160
9	-0.0165	0.1059	-0.0228	0.0199	0.0026	0.0160
10	-0.0007	0.1074	0.0292	0.0189	-0.0034	0.0154
11	0.0751	0.1051	0.0300	0.0156	0.0035	0.0160
12	-0.1728	0.1041	0.0238	0.0149	0.0065	0.0159

Note :  $R^2 = 0,47$ ; D.W. = 2,09; s.e.e. = 0,044; N = 108.

La période échantillonnale s'étend de 1970 : 1 à 1996 : 4.

Table B.6  
L'effet des chocs monétaires sur l'investissement réel incluant les chocs pétroliers

Retard	Investissement		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.0393	0.1223	0.0177	0.0171	-0.0100	0.0123
2	-0.0232	0.1172	-0.0137	0.0176	-0.0284	0.0121
3	0.0519	0.1163	-0.0293	0.0180	-0.0056	0.0150
4	0.0377	0.1161	-0.0248	0.0189	-0.0012	0.0149
5	-0.2374	0.1094	0.0127	0.0180	-0.0184	0.0149
6	0.0673	0.1083	0.0081	0.0182	-0.0108	0.0151
7	-0.1109	0.1093	-0.0048	0.0187	0.0313	0.0152
8	-0.0574	0.1073	-0.0224	0.0194	-0.0022	0.0162
9	-0.0387	0.1012	-0.0431	0.0202	0.0107	0.0160
10	-0.0016	0.1021	0.0247	0.0195	-0.0137	0.0157
11	0.0649	0.0995	0.0280	0.0153	-0.0109	0.0165
12	-0.2080	0.0992	0.0247	0.0148	0.0053	0.0167

Note :  $R^2 = 0,61$ ; D.W. = 2,08; s.e.e. = 0,041; N = 108.

La période échantillonnale s'étend de 1970 : 1 à 1996 : 4.



Table B.7  
L'effet des chocs monétaires sur l'investissement fixe réel sans les chocs pétroliers

Retard	Investissement		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.3798	0.1141	-0.0132	0.0084	-0.0068	0.0052
2	0.1497	0.1224	-0.0025	0.0090	-0.0107	0.0054
3	-0.0074	0.1222	-0.0036	0.0093	-0.0073	0.0067
4	0.1768	0.1200	-0.0050	0.0092	-0.0068	0.0069
5	-0.1557	0.1167	0.0026	0.0086	-0.0051	0.0071
6	0.1477	0.1289	-0.0080	0.0085	0.0034	0.0068
7	-0.1155	0.1311	-0.0022	0.0084	0.0131	0.0064
8	-0.2668	0.1322	-0.0062	0.0083	0.0070	0.0067
9	0.2639	0.1343	0.0031	0.0083	-0.0001	0.0067
10	0.0413	0.1383	0.0200	0.0082	-0.0071	0.0065
11	0.0870	0.1371	0.0099	0.0069	0.0017	0.0066
12	-0.2327	0.1168	0.0051	0.0063	0.0143	0.0067

Note :  $R^2 = 0,63$ ; D.W. = 2,07 ; s.e.e. = 0,019; N = 108.

La période échantillonnale s'étend de 1970 : 1 à 1996 : 4.

Table B.8  
L'effet des chocs monétaires sur l'investissement fixe réel incluant les chocs pétroliers

Retard	Investissement		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.3513	0.1261	-0.0117	0.0089	-0.0079	0.0058
2	0.1049	0.1330	-0.0022	0.0096	-0.0112	0.0059
3	0.0307	0.1325	-0.0051	0.0098	-0.0062	0.0073
4	0.1664	0.1297	-0.0042	0.0099	-0.0063	0.0074
5	-0.1322	0.1248	0.0034	0.0092	-0.0055	0.0077
6	0.1307	0.1371	-0.0086	0.0093	0.0040	0.0075
7	-0.1176	0.1387	0.0007	0.0091	0.0120	0.0072
8	-0.2771	0.1388	-0.0090	0.0091	0.0077	0.0075
9	0.2452	0.1427	0.0000	0.0093	0.0012	0.0074
10	0.0121	0.1465	0.0180	0.0093	-0.0106	0.0073
11	0.1226	0.1457	0.0102	0.0075	-0.0008	0.0075
12	-0.2355	0.1235	0.0053	0.0069	0.0123	0.0077

Note :  $R^2 = 0,67$ ; D.W. = 2,00; s.e.e. = 0,019; N = 108.

La période échantillonnale s'étend de 1970 : 1 à 1996 : 4.

Table B.9  
L'effet des chocs monétaires sur l'IPP des biens finaux sans les chocs pétroliers

Retard	Prix		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.1621	0.0657	-0.0018	0.0019	0.0022	0.0015
2	0.0688	0.0664	0.0035	0.0021	-0.0010	0.0015
3	0.0617	0.0672	0.0001	0.0021	-0.0015	0.0015
4	-0.1295	0.0660	0.0008	0.0021	-0.0001	0.0016
5	0.0802	0.0659	0.0005	0.0021	0.0019	0.0016
6	0.0598	0.0657	0.0006	0.0020	-0.0006	0.0016
7	0.0157	0.0657	-0.0007	0.0020	0.0006	0.0016
8	0.0864	0.0660	0.0005	0.0020	0.0009	0.0017
9	0.0894	0.0656	-0.0017	0.0020	0.0000	0.0018
10	-0.0234	0.0662	-0.0002	0.0020	0.0012	0.0018
11	0.1202	0.0660	0.0003	0.0020	-0.0024	0.0018
12	0.0868	0.0664	-0.0016	0.0020	-0.0003	0.0018
13	-0.0480	0.0666	-0.0011	0.0020	0.0001	0.0018
14	-0.0176	0.0668	-0.0006	0.0019	0.0016	0.0018
15	0.0948	0.0664	0.0025	0.0020	-0.0005	0.0018
16	0.0498	0.0667	-0.0024	0.0020	0.0019	0.0018
17	0.0360	0.0667	0.0034	0.0019	-0.0015	0.0018
18	-0.0321	0.0667	-0.0008	0.0020	-0.0012	0.0018
19	0.0519	0.0664	-0.0011	0.0019	-0.0015	0.0018
20	0.0894	0.0662	-0.0034	0.0019	-0.0010	0.0018
21	-0.0087	0.0664	0.0010	0.0019	-0.0003	0.0018
22	-0.0213	0.0661	-0.0019	0.0019	0.0016	0.0018
23	-0.0117	0.0660	0.0003	0.0019	-0.0020	0.0018
24	-0.0530	0.0662	-0.0035	0.0019	0.0025	0.0019
25	-0.0442	0.0662	-0.0003	0.0019	-0.0053	0.0019
26	0.0566	0.0664	-0.0048	0.0019	-0.0037	0.0019
27	-0.0268	0.0670	-0.0032	0.0019	-0.0015	0.0019
28	-0.0438	0.0669	0.0002	0.0018	0.0006	0.0018
29	0.0979	0.0670	-0.0013	0.0018	-0.0030	0.0018
30	-0.0551	0.0666	-0.0034	0.0017	0.0017	0.0018
31	0.0344	0.0663	0.0015	0.0017	-0.0052	0.0018
32	-0.0085	0.0662	0.0021	0.0017	-0.0021	0.0019
33	0.0579	0.0662	0.0008	0.0017	-0.0023	0.0018
34	-0.2029	0.0653	-0.0007	0.0017	-0.0001	0.0018

Note :  $R^2 = 0,53$ ; D.W. = 2,01; s.e.e. = 0,005; N = 326.  
La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.10  
L'effet des chocs monétaires sur l'IPP des biens finaux incluant les chocs pétroliers

Retard	Prix		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	-0.0657	0.0776	-0.0012	0.0019	0.0025	0.0015
2	0.0158	0.0772	0.0033	0.0021	-0.0008	0.0016
3	0.0775	0.0777	0.0009	0.0021	-0.0029	0.0016
4	-0.0837	0.0768	0.0013	0.0021	0.0004	0.0016
5	0.1175	0.0768	0.0025	0.0021	0.0018	0.0016
6	-0.0584	0.0828	0.0018	0.0021	-0.0006	0.0016
7	0.0755	0.0831	-0.0008	0.0021	0.0004	0.0017
8	0.0250	0.0856	-0.0016	0.0021	0.0011	0.0017
9	0.0805	0.0839	-0.0045	0.0021	0.0005	0.0018
10	0.0197	0.0843	-0.0020	0.0022	0.0017	0.0018
11	0.1388	0.0840	-0.0008	0.0022	-0.0021	0.0018
12	0.1569	0.0847	-0.0032	0.0021	0.0001	0.0018
13	-0.0233	0.0848	-0.0003	0.0021	-0.0011	0.0018
14	0.0063	0.0845	-0.0016	0.0021	0.0003	0.0018
15	0.1384	0.0836	0.0028	0.0021	-0.0031	0.0019
16	0.1523	0.0831	-0.0013	0.0021	0.0007	0.0019
17	0.0155	0.0838	0.0040	0.0020	-0.0035	0.0019
18	-0.0585	0.0836	-0.0002	0.0021	-0.0010	0.0019
19	-0.0627	0.0837	-0.0004	0.0020	-0.0017	0.0019
20	0.0577	0.0838	-0.0019	0.0021	-0.0016	0.0019
21	0.0425	0.0839	0.0010	0.0020	-0.0011	0.0019
22	0.0224	0.0835	-0.0010	0.0020	0.0012	0.0019
23	0.0627	0.0831	0.0014	0.0020	-0.0016	0.0019
24	-0.0447	0.0830	-0.0027	0.0020	0.0019	0.0019
25	-0.0179	0.0824	-0.0013	0.0020	-0.0032	0.0019
26	-0.0263	0.0825	-0.0073	0.0020	-0.0018	0.0019
27	-0.0400	0.0821	-0.0053	0.0021	-0.0001	0.0019
28	-0.0347	0.0820	-0.0006	0.0019	0.0008	0.0019
29	0.0966	0.0817	-0.0023	0.0019	-0.0027	0.0019
30	-0.0456	0.0806	-0.0042	0.0018	0.0028	0.0019
31	0.0478	0.0795	0.0015	0.0018	-0.0060	0.0019
32	-0.0128	0.0787	0.0013	0.0018	-0.0034	0.0019
33	0.0991	0.0788	0.0022	0.0018	-0.0029	0.0019
34	-0.2009	0.0739	0.0002	0.0017	-0.0006	0.0018

Note :  $R^2 = 0,64$ ; D.W. = 2,00; s.e.e. = 0,004; N = 326.

La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.11  
L'effet des chocs monétaires sur l'IPC sans les chocs pétroliers

Retard	Prix		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.2152	0.0683	-0.0004	0.0009	0.0006	0.0007
2	0.2107	0.0692	0.0004	0.0010	-0.0001	0.0008
3	-0.0203	0.0703	-0.0002	0.0010	0.0023	0.0008
4	-0.0227	0.0705	-0.0003	0.0010	0.0000	0.0008
5	0.0456	0.0705	0.0004	0.0010	0.0008	0.0008
6	-0.0296	0.0702	0.0016	0.0010	0.0009	0.0008
7	0.2421	0.0704	0.0004	0.0010	0.0003	0.0008
8	0.0204	0.0706	0.0019	0.0010	-0.0007	0.0009
9	0.0703	0.0700	-0.0007	0.0010	0.0006	0.0009
10	0.1091	0.0683	-0.0005	0.0010	-0.0003	0.0009
11	-0.0488	0.0686	-0.0004	0.0010	0.0000	0.0009
12	0.0620	0.0681	-0.0015	0.0010	0.0009	0.0009
13	0.0213	0.0674	-0.0003	0.0010	0.0001	0.0009
14	-0.0049	0.0676	0.0003	0.0010	0.0007	0.0009
15	0.0323	0.0667	-0.0003	0.0010	-0.0003	0.0009
16	0.0786	0.0660	-0.0002	0.0010	-0.0006	0.0009
17	-0.0745	0.0662	-0.0003	0.0010	-0.0001	0.0009
18	0.0472	0.0661	0.0002	0.0010	0.0003	0.0009
19	-0.0257	0.0659	0.0002	0.0010	-0.0002	0.0009
20	0.1851	0.0660	-0.0008	0.0010	-0.0013	0.0009
21	-0.0370	0.0671	-0.0024	0.0010	0.0002	0.0009
22	-0.0475	0.0668	-0.0027	0.0010	0.0003	0.0009
23	0.0061	0.0671	0.0009	0.0010	0.0002	0.0009
24	0.0434	0.0671	-0.0009	0.0010	-0.0009	0.0009
25	-0.0909	0.0665	-0.0004	0.0010	-0.0024	0.0009
26	0.0137	0.0671	-0.0002	0.0010	-0.0033	0.0009
27	0.0077	0.0676	-0.0030	0.0010	-0.0007	0.0010
28	0.0506	0.0666	-0.0008	0.0010	0.0004	0.0010
29	0.0546	0.0663	0.0008	0.0009	-0.0014	0.0010
30	-0.1427	0.0661	-0.0003	0.0009	0.0006	0.0010
31	-0.0553	0.0669	-0.0001	0.0009	-0.0009	0.0009
32	0.0847	0.0675	0.0002	0.0009	0.0002	0.0009
33	0.0049	0.0666	0.0000	0.0009	-0.0017	0.0009
34	-0.1089	0.0642	0.0006	0.0008	-0.0004	0.0009

Note :  $R^2 = 0,73$ ; D.W. = 1,99; s.e.e. = 0,002; N = 326.

La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.12  
L'effet des chocs monétaires sur l'IPC incluant les chocs pétroliers

Retard	Prix		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	0.1255	0.0776	-0.0004	0.0010	0.0008	0.0008
2	0.2194	0.0780	0.0007	0.0011	-0.0005	0.0008
3	-0.0495	0.0793	-0.0003	0.0011	0.0022	0.0008
4	-0.1067	0.0785	0.0000	0.0011	0.0005	0.0008
5	0.1108	0.0781	0.0002	0.0011	0.0005	0.0008
6	-0.0738	0.0803	0.0016	0.0011	0.0009	0.0008
7	0.2413	0.0806	0.0010	0.0011	0.0006	0.0009
8	0.0896	0.0809	0.0006	0.0011	-0.0006	0.0009
9	0.0625	0.0815	-0.0008	0.0011	0.0008	0.0009
10	0.1203	0.0783	-0.0009	0.0011	-0.0003	0.0009
11	0.0013	0.0783	-0.0006	0.0011	-0.0002	0.0009
12	0.0778	0.0778	-0.0023	0.0011	0.0014	0.0009
13	0.1033	0.0771	-0.0005	0.0010	0.0000	0.0009
14	0.0006	0.0774	0.0003	0.0010	0.0004	0.0009
15	0.0788	0.0771	0.0005	0.0010	-0.0014	0.0009
16	0.0746	0.0761	-0.0002	0.0010	-0.0012	0.0010
17	-0.0959	0.0754	-0.0001	0.0010	-0.0010	0.0010
18	0.0565	0.0754	0.0002	0.0011	0.0001	0.0010
19	-0.0026	0.0760	0.0005	0.0010	-0.0008	0.0010
20	0.1351	0.0758	0.0003	0.0010	-0.0005	0.0010
21	-0.0865	0.0762	-0.0024	0.0010	0.0004	0.0009
22	-0.0101	0.0763	-0.0022	0.0010	0.0005	0.0009
23	-0.0056	0.0759	0.0010	0.0011	0.0000	0.0010
24	0.1142	0.0759	-0.0017	0.0011	-0.0004	0.0010
25	-0.1533	0.0759	-0.0009	0.0010	-0.0018	0.0010
26	0.0452	0.0774	-0.0003	0.0011	-0.0025	0.0010
27	-0.0365	0.0785	-0.0035	0.0010	-0.0007	0.0010
28	0.0239	0.0777	-0.0015	0.0010	0.0008	0.0010
29	0.0396	0.0771	0.0002	0.0010	-0.0005	0.0010
30	-0.0454	0.0771	0.0002	0.0009	0.0002	0.0010
31	-0.1113	0.0769	0.0002	0.0009	-0.0013	0.0010
32	0.0539	0.0764	-0.0003	0.0009	0.0002	0.0009
33	0.0803	0.0758	0.0004	0.0009	-0.0015	0.0009
34	-0.0881	0.0698	0.0008	0.0009	-0.0012	0.0009

Note :  $R^2 = 0,79$ ; D.W. = 1,99; s.e.e. = 0,002; N = 326.

La période échantillonnale s'étend de 1969 :11 à 1996 :12.

Table B.13  
L'effet des chocs monétaires sur le taux de chômage sans les chocs pétroliers

Retard	Taux de chômage		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	-0.0944	0.0675	0.0164	0.0113	-0.0203	0.0092
2	0.1124	0.0653	0.0040	0.0126	-0.0032	0.0095
3	0.2286	0.0660	-0.0125	0.0124	-0.0013	0.0095
4	0.1750	0.0665	-0.0155	0.0125	0.0105	0.0096
5	0.0380	0.0688	0.0021	0.0125	0.0144	0.0098
6	-0.0029	0.0689	0.0041	0.0125	0.0096	0.0099
7	-0.0118	0.0694	0.0115	0.0125	-0.0004	0.0101
8	0.0213	0.0696	-0.0092	0.0126	0.0121	0.0106
9	0.0840	0.0692	0.0027	0.0127	-0.0062	0.0109
10	0.0255	0.0694	0.0020	0.0129	0.0033	0.0109
11	0.0189	0.0693	0.0096	0.0126	0.0066	0.0107
12	-0.1493	0.0698	0.0121	0.0126	0.0072	0.0107
13	-0.0430	0.0697	0.0029	0.0126	-0.0076	0.0107
14	-0.1242	0.0697	0.0019	0.0123	0.0006	0.0109
15	0.1534	0.0690	-0.0039	0.0126	-0.0036	0.0109
16	0.0364	0.0702	0.0007	0.0124	-0.0103	0.0110
17	-0.0038	0.0697	0.0000	0.0121	0.0107	0.0110
18	-0.0045	0.0702	0.0264	0.0120	0.0012	0.0109
19	0.0403	0.0696	0.0181	0.0120	0.0047	0.0109
20	0.0094	0.0699	0.0182	0.0120	-0.0044	0.0108
21	0.0982	0.0689	-0.0119	0.0118	-0.0016	0.0106
22	0.0208	0.0706	0.0030	0.0118	0.0122	0.0107
23	0.0226	0.0704	0.0068	0.0119	0.0046	0.0111
24	-0.2019	0.0697	-0.0083	0.0117	0.0096	0.0112
25	0.0111	0.0712	0.0006	0.0118	0.0023	0.0109
26	-0.0356	0.0713	-0.0165	0.0116	0.0035	0.0107
27	0.1364	0.0701	0.0000	0.0117	-0.0011	0.0107
28	-0.0163	0.0706	-0.0026	0.0117	-0.0031	0.0108
29	0.0635	0.0704	-0.0103	0.0117	-0.0030	0.0108
30	0.0422	0.0715	-0.0090	0.0117	-0.0091	0.0108
31	0.0306	0.0717	0.0060	0.0117	-0.0048	0.0108
32	-0.0271	0.0714	-0.0141	0.0111	-0.0088	0.0108
33	-0.1003	0.0711	-0.0142	0.0105	-0.0021	0.0109
34	-0.0833	0.0723	-0.0169	0.0104	-0.0005	0.0107
35	-0.0867	0.0704	0.0015	0.0103	-0.0126	0.0107
36	-0.0832	0.0696	0.0020	0.0101	-0.0173	0.0108
37	0.0537	0.0687	-0.0232	0.0101	-0.0155	0.0109
38	0.1031	0.0679	0.0062	0.0101	0.0032	0.0103

Note :  $R^2 = 0,47$ ; D.W. = 2,03; s.e.e. = 0,026; N = 322.

La période échantillonnale s'étend de 1970 :03 à 1996 :12.



Table B.14  
L'effet des chocs monétaires sur le taux de chômage incluant les chocs pétroliers

Retard	Taux de chômage		Choc positif		Choc négatif	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
1	-0.0863	0.0744	0.0151	0.0123	-0.0190	0.0101
2	0.0818	0.0727	0.0048	0.0137	-0.0026	0.0104
3	0.2301	0.0733	-0.0130	0.0134	-0.0014	0.0104
4	0.1744	0.0738	-0.0218	0.0135	0.0137	0.0106
5	0.0444	0.0765	0.0074	0.0138	0.0132	0.0108
6	-0.0317	0.0768	0.0054	0.0138	0.0098	0.0109
7	-0.0399	0.0772	0.0130	0.0138	-0.0011	0.0111
8	0.0724	0.0772	-0.0084	0.0141	0.0126	0.0117
9	0.0680	0.0771	0.0035	0.0141	-0.0069	0.0120
10	0.0306	0.0771	-0.0046	0.0144	0.0018	0.0119
11	-0.0064	0.0772	0.0097	0.0142	0.0025	0.0118
12	-0.1503	0.0782	0.0090	0.0141	0.0142	0.0118
13	-0.0562	0.0793	0.0029	0.0141	-0.0118	0.0118
14	-0.1105	0.0787	-0.0067	0.0140	0.0048	0.0120
15	0.1928	0.0783	0.0001	0.0142	-0.0028	0.0122
16	-0.0383	0.0809	0.0057	0.0140	-0.0153	0.0122
17	0.0236	0.0802	-0.0068	0.0135	0.0019	0.0122
18	-0.0182	0.0805	0.0277	0.0136	0.0047	0.0122
19	0.0512	0.0809	0.0123	0.0136	0.0048	0.0122
20	0.0155	0.0805	0.0209	0.0137	-0.0066	0.0121
21	0.0670	0.0789	-0.0090	0.0134	0.0020	0.0119
22	0.0097	0.0808	0.0032	0.0134	0.0122	0.0119
23	-0.0400	0.0800	0.0079	0.0133	0.0039	0.0126
24	-0.1521	0.0787	-0.0005	0.0131	0.0049	0.0126
25	-0.0298	0.0802	-0.0021	0.0132	0.0075	0.0121
26	0.0070	0.0801	-0.0145	0.0130	0.0069	0.0121
27	0.1027	0.0784	0.0029	0.0131	0.0023	0.0120
28	-0.0366	0.0782	-0.0052	0.0131	-0.0012	0.0121
29	0.0698	0.0772	-0.0107	0.0131	0.0025	0.0121
30	0.0372	0.0780	-0.0075	0.0131	-0.0026	0.0121
31	0.0504	0.0787	0.0134	0.0131	-0.0033	0.0119
32	-0.0452	0.0787	-0.0154	0.0125	-0.0085	0.0119
33	-0.0716	0.0787	-0.0114	0.0115	0.0037	0.0121
34	-0.0891	0.0791	-0.0123	0.0114	-0.0006	0.0119
35	-0.0875	0.0770	0.0036	0.0114	-0.0089	0.0119
36	-0.0403	0.0759	0.0038	0.0112	-0.0164	0.0120
37	0.0191	0.0751	-0.0224	0.0113	-0.0054	0.0124
38	0.1337	0.0740	0.0125	0.0112	0.0041	0.0115

Note :  $R^2 = 0,55$ ; D.W. = 2,03; s.e.e. = 0,026; N = 322.

La période échantillonnale s'étend de 1970 :03 à 1996 :12.

## APPENDICE C

LISTE DES SENTIERS DE RÉPONSE POUR LES RÉGRESSIONS CONTENANT  
LA SÉRIE DE CHOCS MONÉTAIRES ORIGINALE



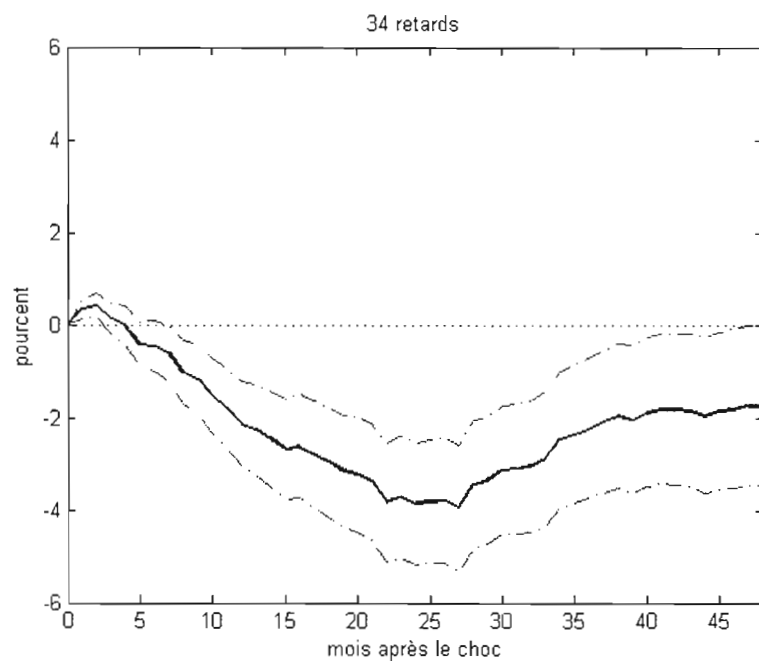


Figure C.1 : Sentier de réponse de la production réelle pour un choc monétaire d'un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

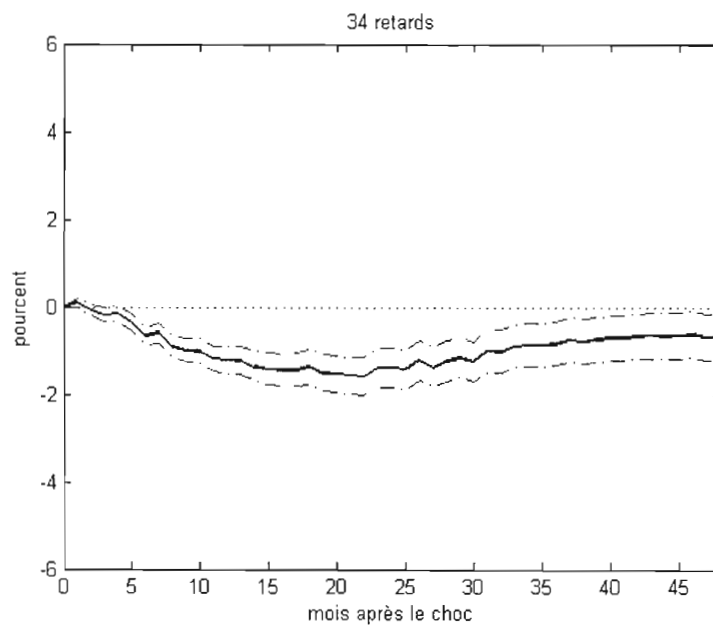


Figure C.2 : Sentier de réponse de la consommation réelle pour un choc monétaire d'un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

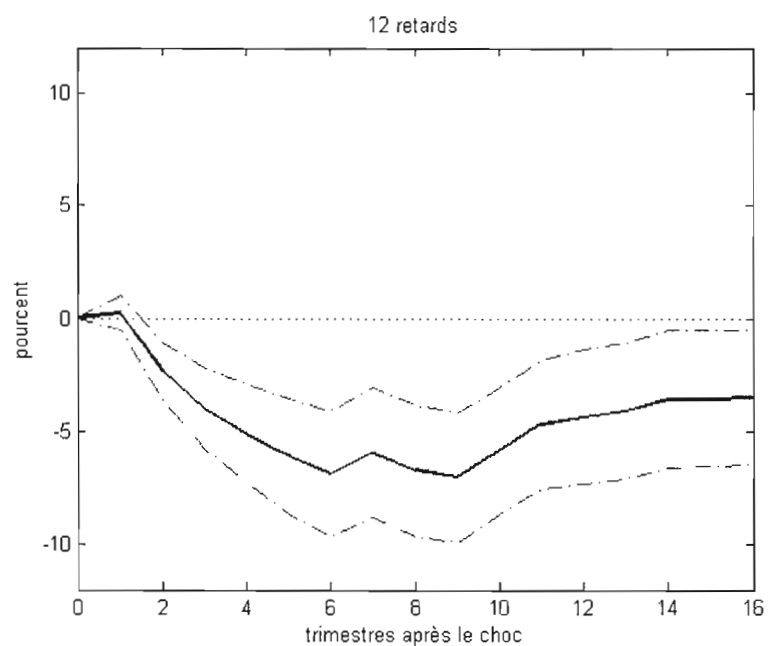


Figure C.3 : Sentier de réponse de l'investissement réel pour un choc monétaire d'un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

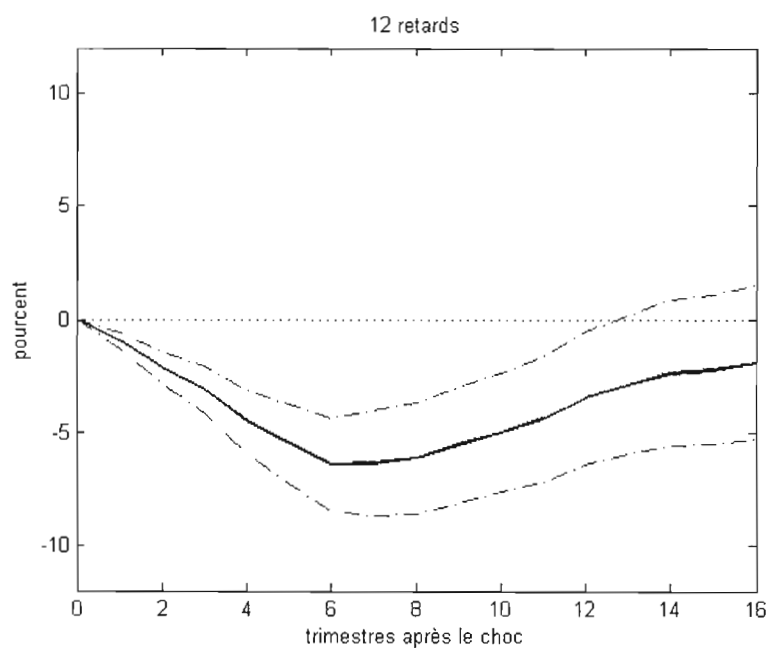


Figure C.4 : Sentier de réponse de l'investissement fixe réel pour un choc monétaire d'un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

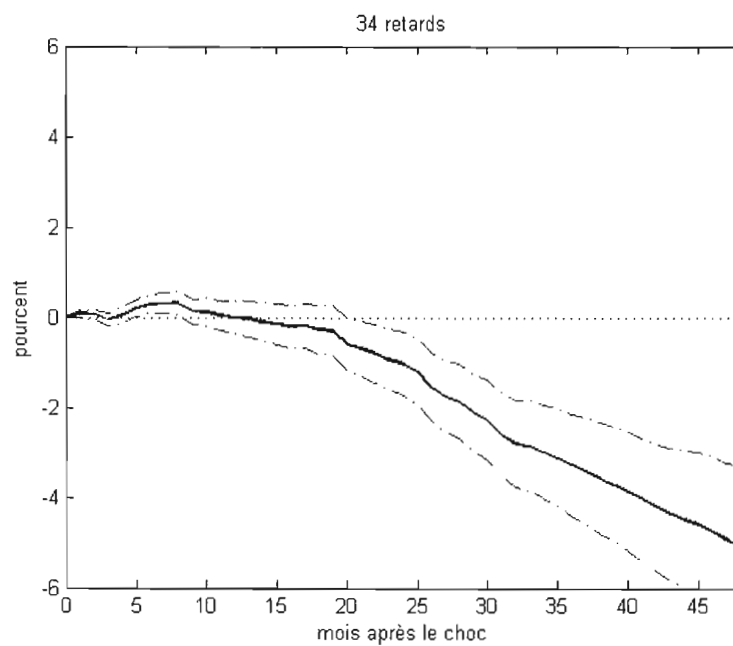


Figure C.5 : Sentier de réponse de l'IPP d'un choc monétaire pour un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

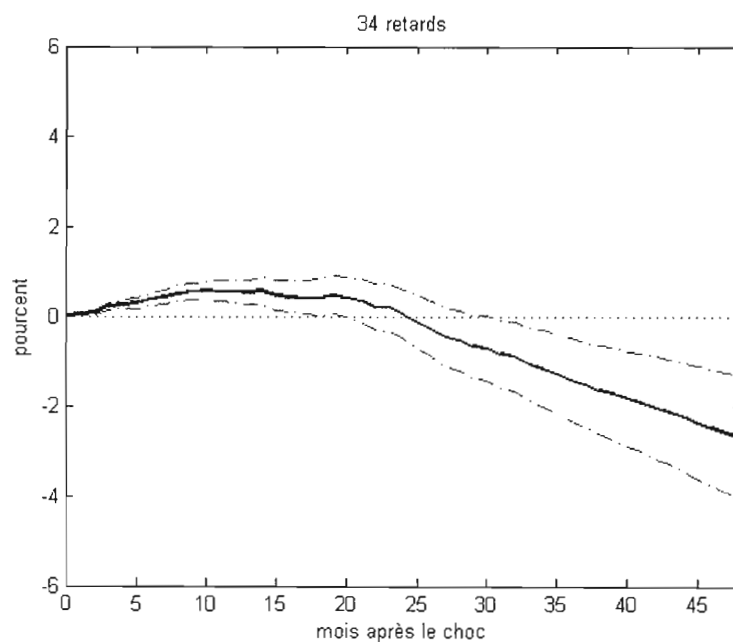


Figure C.6 : Sentier de réponse de l'IPC pour un choc monétaire d'un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

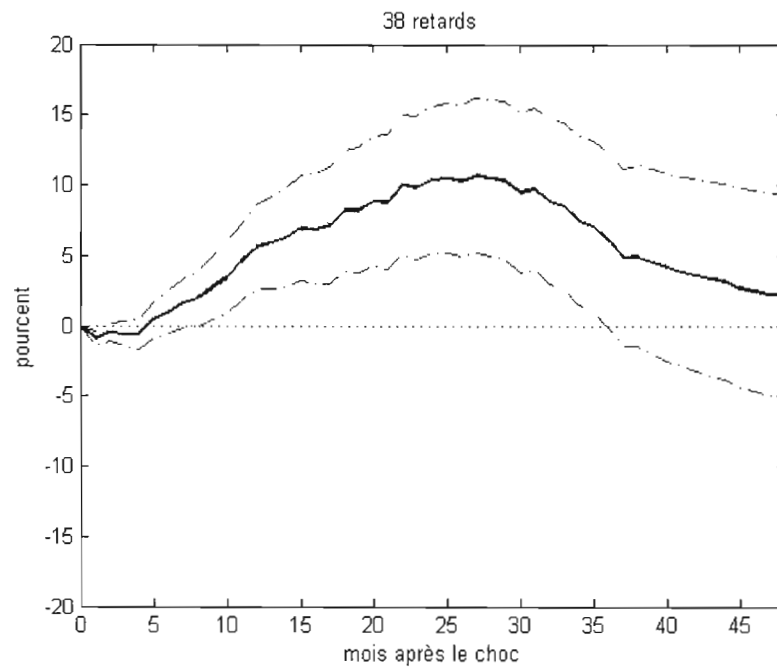


Figure C.7 : Sentier de réponse du taux de chômage pour un choc monétaire d'un point de pourcentage lorsqu'une seule série de chocs monétaires est utilisée

## BIBLIOGRAPHIE

Ball, Laurence et Gregory Mankiw. 1992. «Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations.» *NBER Working Papers Series*, juin, Working Paper 4089, p. 1-31.

Cover, James Peery. 1992. «Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks.» *Quarterly Journal of Economics*, novembre, 107(4), p. 1261-1282.

De Long, Bradford et Lawrence Summers. 1988. «How Does Macroeconomic Policy Affect Output ?» *Brooking Papers on Economic Activity*, 1988(2), p. 433-494.

Federal Reserve Bank of St.Louis. 2005. *Economic Data - FRED*. Base de données. En ligne. <<http://research.stlouisfed.org/fred2/>> Consulté le 6 juillet 2005.

Garcia, René et Huntley Schaller. 1995. «Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric?» *Cirano*, février, 95(6), p. 3-35.

Hoover, Kevin et Stephen Perez. 1994. «Post hoc ergo propter once more : An Evaluation of “Does Monetary Policy Matter ?” in the Spirit of James Tobin.» *Journal of Monetary Economics*, 34, p. 47-73.

Kahn, Shulamit. 1997. «Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata.» *The American Economic Review*, décembre, 87(5), p. 993-1008.

Macklem, Tiff, Alain Paquet et Louis Phaneuf. 1996. «Asymmetric Effects of Monetary Policy : Evidence from the Yield Curve.» *Cahier de recherche CREFÉ*, août, 92, p. 1-32.

Morgan, Donald. 1993. «Asymmetric Effects of Monetary Policy.» *Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City*, deuxième trimestre, 78(2), p. 21-33.

Normandin, Michel et Louis Phaneuf. 2004. «Monetary Policy Shocks : Testing Identifying Conditions Under Time-varying Conditional Volatility.» *Journal of Monetary Economics*, 51, p. 1217-1243.

Rhee, Wooheon et Robert Rich. 1995. «Inflation and the Asymmetric Effects of Money on Output Fluctuations.» *Journal of Macroeconomics*, automne, 17(4), p. 683-702.

Romer, Christina et David Romer. 2004. «A New Measure of Monetary Shocks : Derivation and Implications.» *The American Economic Review*, septembre, 94(4), p. 1055-1084.

Romer, Christina et David Romer. 1994. «Monetary Policy Matters.» *Journal of Monetary Policy*, août, 34(1), p. 75-88.

Romer, Christina et David Romer. 1989. «Does Monetary Policy Matter ? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz.» in Olivier Blanchard et Stanley Fischer, *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MIT Press, p. 121-170.

Senda, Takashi. 2001. «Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation.» *Journal of Money, Credit and Banking*, février, 33(1), p. 65-89.

Weise, Charles. 1999. «The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach.» *Journal of Money, Credit and Banking*, février, 31(1), p. 85-108.